



GOVERNO DO
ESTADO DO CEARÁ
*Secretaria do Planejamento
e Gestão*

ECONOMIA do CEARÁ em DEBATE 2014

Organizadores

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto

Adriano Sarquis B. de Menezes

Décio N. Chaves de Assis

Fátima Juvenal de Sousa



GOVERNO DO
ESTADO DO CEARÁ
*Secretaria do Planejamento
e Gestão*

ECONOMIA
do
CEARÁ
em
DEBATE
2014

IPECE INSTITUTO
DE PESQUISA
E ESTRATÉGIA
ECONÔMICA
DO CEARÁ

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ

Camilo Sobreira de Santana – Governador
Maria Izolda Cela – Vice Governadora

SECRETARIO DO PLANEJAMENTO E GESTÃO - SEPLAG

Hugo Santana de Figueirêdo Junior – Secretário

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE)

Flávio Ataliba F. D. Barreto – Diretor Geral
Adriano Sarquis B. de Menezes – Diretor de Estudos Econômicos
Dércio N. Chaves de Assis (Gerente de Estatística do IPECE)

Organizadores

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto
Adriano Sarquis B. de Menezes
Dércio N. Chaves de Assis
Fátima Juvenal de Sousa

Conselho Editorial

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto (IPECE / CAEN-UFC)
Adriano Sarquis Bezerra de Menezes (IPECE / ETENE-BNB)
Carlos Eduardo dos Santos Marino (SEFAZ-CE)
Almir Bittencourt da Silva (CAEN-UFC)

ENCONTRO DE ECONOMIA CEARÁ EM DEBATE 2014

v-1 - 2014

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto, Adriano Sarquis B. de Menezes,
Dércio N. Chaves de Assis, Fátima Juvenal de Sousa (organizadores).

Fortaleza: IPECE, 2014. 443 p.

ISBN: 978-85-98664-33-0

1. Economia 2. Ceará. I - Daltro, Barreto, Flávio, Ataliba, Flexa.
II - Título

CDU 330 (813.1) Copyright © 2015 - IPECE - *Impresso no Brasil*

Os artigos apresentados neste livro são de inteira responsabilidade dos seus autores.
As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista
do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE)
Av. Gal. Afonso Albuquerque Lima, s/nº - Edifício SEPLAG - 2º Andar
Centro Administrativo Governador Virgílio Távora – Cambéba CEP: 60830-120 – Fortaleza-CE.
Tel. (85) 3101-3496 - ouvidoria@ipece.ce.gov.br - www.ipece.ce.gov.br

APRESENTAÇÃO

O IPECE tem a satisfação de apresentar à sociedade mais uma publicação do livro Economia do Ceará em Debate, que é uma coletânea dos treze artigos apresentados por ocasião do X Encontro de Economia do Ceará em Debate, realizado pelo Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), no dia 08 de dezembro de 2014, no auditório da Secretaria de Planejamento e Gestão – SELAG. Este Encontro vem sendo realizado anualmente pelo IPECE, com o objetivo de mobilizar representantes da academia e demais pesquisadores da temática do desenvolvimento, com vistas à discussão de temas de interesse da sociedade.

Para este evento de 2014, o IPECE recebeu mais de 40 artigos, cabendo a leitura e seleção dos mesmos à banca formada pelos professores doutores e pesquisadores Carlos Eduardo (SEFAZ-CE) e Almir Bittencourt (CAEN-UFC), aos quais, em nome do IPECE, registramos os mais sinceros agradecimentos. Também gostaríamos de agradecer aos técnicos e demais colaboradores do IPECE, pelo empenho e dedicação para o sucesso do Encontro e, de modo particular, destacamos a valiosa colaboração do Secretário da Fazenda do Ceará, Carlos Mauro Benevides Filho, pela brilhante palestra de encerramento do Encontro.

Finalmente, manifestamos nossos agradecimentos ao Governo do Estado do Ceará, por intermédio da SEPLAG, e à Associação Nacional das Instituições de Pesquisa-ANIPES, pelo apoio recebido. Da mesma forma, expressamos nossa gratidão ao Banco do Nordeste S.A, Bradesco, SINTAF e Associação dos Auditores de Controle Interno do Estado do Ceará (AACI) pelo apoio financeiro que permitiu financiar a premiação dos artigos que lograram os três primeiros lugares, bem como as demais despesas do Encontro. Enfim, todos colaboraram e contribuíram com sua participação para o sucesso do evento cujos textos apresentados estão reunidos neste livro, que, certamente, será um instrumento importante de reflexão e debate para o entendimento dos diversos aspectos relacionados com o desenvolvimento do Ceará.

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto

Diretor Geral

**Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica
do Ceará (IPECE)**

SUMÁRIO

Apresentação	3
UMA ANÁLISE DA POBREZA MULTIDIMENSIONAL NO CEARÁ NO PERÍODO 2006 A 2012 Andréa Ferreira da Silva, Jair Andrade Araujo, Guaracyane Lima Campelo, Joyciane Coelho Vasconcelos.....	7
O REGIME DE CHUVAS E A MORTALIDADE INFANTIL NO ESTADO DO CEARÁ: UMA ANÁLISE ESPACIAL PARA O PERÍODO 1991-2010 Victor Hugo de Oliveira, Cleyber Nascimento de Medeiros	40
POLÍTICA DE INCENTIVOS A ESCOLA MELHORA A PROFICIÊNCIA NO ENSINO FUNDAMENTAL? UMA AVALIAÇÃO DO PRÊMIO ESCOLA NOTA DEZ Diego Carneiro, Guilherme Irffi.....	83
A QUALIDADE DO ENSINO NO ESTADO DO CEARÁ: UMA ABORDAGEM COM REGRESSÃO QUANTÍLICA E DEA COM BASE NOS DADOS DO IDEB Wellington Ribeiro Justo, Cícero Francelino da Silva	114
ANÁLISE DO DESEMPENHO EDUCACIONAL DOS ESTUDANTES CEARENSES NO EXAME NACIONAL DO ENSINO MÉDIO Wesley de Freitas Barbosa, Eliane Pinheiro de Sousa	156
DETERMINANTES DA EVASÃO E REPETÊNCIA ESCOLAR Maitê Rimekká Shirasu, Ronaldo de Albuquerque e Arraes	197
DINÂMICA REGIONAL DA INDÚSTRIA NO CEARÁ: AÇÕES E REAÇÕES À LUZ DAS POLÍTICAS DE INCENTIVOS FISCAIS Maria Gilderjane da Silva Fernandes, Luís Abel da Silva Filho	242
EFEITOS DISTRIBUTIVOS DO SALÁRIO MÍNIMO NO MERCADO DE TRABALHO CEARENSE Joyciane Coelho Vasconcelos, Jair Andrade Araujo, Andréa Ferreira da Silva	271

EXPORTAÇÃO, TAXA DE CÂMBIO E RENDA MUNDIAL: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA PARA OS PRINCIPAIS MUNICÍPIOS EXPORTADORES DO CEARÁ, 2005 A 2013

Francisca Zilania Mariano, Dandara Nogueira Vasconcelos.....303

GASTOS PÚBLICOS PROMOVEM CRESCIMENTO ECONÔMICO? EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA ECONOMIA CEARENSE UTILIZANDO VETORES AUTOREGRESSIVOS COM CORREÇÃO DE ERRO

Décio Nonato Chaves de Assis, Cláudio André Gondim Nogueira336

OS DETERMINANTES DOS INDICADORES SOCIAIS DOS MUNICÍPIOS CEARENSES: ANÁLISES PARA O PERÍODO DE 1991 A 2010

Marcelo de Sousa Monteiro, Guilherme Irffi.....352

SUSTENTABILIDADE DO REGIME PRÓPRIO DE PREVIDÊNCIA SOCIAL NO ESTADO DO CEARÁ

Carlos Wagner de Lapa Barros, Francisco José Silva Tabosa, Andrei Gomes Simonassi, Pablo Urano de Carvalho Castelar.....388

TAXA DE CÂMBIO E BALANÇA COMERCIAL: EVIDÊNCIAS PARA O ESTADO DO CEARÁ

Gabriel Martins, Elano Ferreira Arruda.....404

UMA ANÁLISE DA POBREZA MULTIDIMENSIONAL NO CEARÁ NO PERÍODO 2006 A 2012

Andréa Ferreira da Silva *

Jair Andrade Araujo **

Guaracyane Lima Campelo ***

Joyciane Coelho Vasconcelos ****

RESUMO

O presente artigo tem como objetivo apresentar novas perspectivas para a compreensão da pobreza multidimensional no Estado do Ceará nos anos de 2006 a 2012. Utilizou-se a metodologia de Bourguignon e Chakravarty (2003) que apresenta uma forma alternativa de medir a multidimensionalidade da pobreza. Com dados retirados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), tomou-se como referência a abordagem das necessidades básicas e a Teoria das Capacitações que define pobreza como um fenômeno multidimensional. Os resultados das seis dimensões analisadas revelaram uma redução na proporção de pobres multidimensionais da população cearense, de 28,23% em 2006, para 24,48% em 2012. Para as análises isoladas das regiões metropolitana, urbana e rural, verificou-se que a pobreza foi mais intensa na região rural.

Palavras - Chave: Pobreza Multidimensional; Privação; *Gap*.

* Economista. Mestranda em Economia Rural (MAER).

** Prof. Dr. Adjunto do Curso de Mestrado em Economia Rural (MAER).

*** Prof. Dr. Adjunta do Curso de Mestrado em Economia Rural (MAER).

**** Economista. Mestranda em Economia Rural (MAER).

ABSTRACT

This paper aims to present new perspectives for the understanding of multidimensional poverty in the State of Ceara in the years 2006 to 2012. Was utilized the method of Bourguignon and Chakravarty (2003) which presents an alternative way to measure multidimensionality of poverty. With data from the National Survey by Household Sampling (PNAD), was taken as reference approach of basic needs and the theory of capacitations that defines poverty as a multidimensional phenomenon. The results of the six dimensions analyzed showed a reduction in the proportion of multidimensional poor of the population of Ceara from 28.23% in 2006 to 24.48% in 2012. For the single analysis of metropolitan, urban and rural areas, it was found that poverty was more intense in the rural region.

Keywords: Multidimensional Poverty; Deprivation; *Gap*.

1 INTRODUÇÃO

O problema da pobreza em um país é, em geral, decorrente de políticas macroeconômicas inconsistentes que acumuladas ao longo do tempo levam à estagnação, ao desemprego e à queda de investimentos na economia. Uma das consequências disto se reflete no baixo crescimento econômico que agrava ainda mais a pobreza.

Pela análise feita por Ottonelli (2013), em 2010, a pobreza decorrente da renda afetava mais de 16 milhões de pessoas no Brasil. Desse total, 9,6 milhões se encontravam na região Nordeste, ou seja, 59% dos extremamente pobres do país. E destes, 10,4% eram cearenses. O estado do Ceará, em 2012, contava 858,3 mil pessoas em situação de extrema pobreza. Todavia, foi o estado brasileiro que apresentou a maior redução de extrema pobreza entre os anos de 2006 e 2011: 353,6 mil pessoas saíram da situação precária. O estudo explica que a redução da pobreza unidimensional se deu, em parte,

pelo crescimento econômico (IPECE, 2014).

Com efeito, constata-se a relevância do tema aqui abordado por meio do expressivo volume de artigos científicos produzidos pelas mais diversas instituições no estado do Ceará. Uma das principais variáveis, senão a maior, da causa da pobreza se relaciona a renda domiciliar *per capita*. No entanto, poucos são aqueles que tratam a pobreza enquanto fenômeno multidimensional, a saber, Oliveira (2012) e Araujo, Morais e Cruz (2013).

Salienta-se que, em meados da década de 1980, a pobreza é sim apresentada como um fenômeno multidimensional. Nessa abordagem, para definir os pobres de uma determinada população ou região, além da análise de informações sobre a renda, consideram-se também, características sociais, culturais e políticas que influenciam no bem-estar dos indivíduos. Daí, a necessidade de ampliar as análises da pobreza do estado do Ceará, agora não mais apenas pela ótica da renda. A saber, que se focalize no estudo das necessidades básicas e se incremente à definição de pobreza um caráter multidimensional.

Assim sendo, o presente trabalho se propõe a apresentar novas perspectivas para a compreensão da pobreza multidimensional no estado do Ceará, em relação aos anos de 2006 a 2012, considerando outras dimensões além da renda. A ideia é auxiliar políticas públicas centradas na sua diminuição e a conseqüente aceleração do processo de desenvolvimento. Acredita-se fortemente que os resultados do exercício empírico poderá servir para uma discussão sobre o estudo de pobreza multidimensional, inclusive em outros estados do nordeste brasileiro que apresentarem características semelhantes à região estudada.

Apesar da existência de outros estudos sobre o tema, o diferencial desta pesquisa é que nela se considera – além de diversos indicadores que mensuram a pobreza multidimensional, na dimensão educação, por exemplo – as prerrogativas da Lei de Diretrizes e Bases da Educação (Lei 9.394/1996) que estabelece as diretrizes e bases da

educação. Nesta lei está dito existir um nível de escolaridade mínima requerida para uma determinada faixa etária de idade dos estudantes, mas que não fora não contemplada em estudos anteriores. Logo, esse artigo pode ser visto como complemento aos demais existentes sobre estudos de pobreza.

A metodologia apresentada foi construída por Bourguignon e Chakravarty (2003) e detalhada por Mideros (2012)¹. Apresenta-se uma forma alternativa de medir a pobreza ao especificar uma linha de pobreza para cada dimensão.

As informações foram construídas através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Serão seis os anos estudados, a partir da década de 2000, ou seja, de 2006 a 2012. E a justificativa para a escolha deste período não é outra senão o fato de que em 2006 já haviam transcorrido três anos desde o início das ações governamentais sob a liderança do Partido dos Trabalhadores, o PT, no governo federal. Acredita-se que as políticas públicas somente tenham efeito algum tempo depois de implementadas.

O artigo está dividido em cinco seções. Inicialmente, na seção 2, serão discutidas a pobreza multidimensional suas abordagens, determinação e algumas evidências. Na terceira seção se apresenta a base de dados e a construção das dimensões utilizadas. Na quarta seção especifica-se a metodologia. Na quinta seção são analisados os resultados do modelo. Na última são apresentadas as principais conclusões.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Pobreza Multidimensional: abordagem das necessidades básicas e a abordagem das capacitações

Desde a década de 1970, proliferaram as investigações acerca da adoção da perspectiva unidimensional no estudo da pobreza, o

¹ A propósito, Mideros (2012) não está referenciado nos demais trabalhos.

que levou alguns autores a buscarem formas alternativas de analisá-la. A ideia era a de incorporar à pobreza, e a seus meios de medidas, dimensões não monetárias e particularmente sociais e políticas (SALAMA e DESTREMAU, 1999). Desde então, esse movimento se intensificou, o que permitiu que o enfoque multidimensional da pobreza ganhasse espaço no debate, a despeito da permanência da abordagem unidimensional. No estudo multidimensional da pobreza, duas abordagens têm se destacado: a das necessidades básicas e a abordagem das capacitações.

Salama e Destremau (1999) detalharam a abordagem das necessidades básicas na definição de pobreza ao considerar essencial o acesso a alguns bens, sem os quais os cidadãos não seriam capazes de usufruírem uma vida minimamente digna, a saber: água potável, rede de esgoto, coleta de lixo, acesso ao transporte público e educação, que são bens imprescindíveis para que os indivíduos possam levar vidas saudáveis e tenham chances de inserção na sociedade.

Rocha (2006) ainda define que essa abordagem significa ir além daquelas definições de alimentação ou nutrição, para, assim, incorporar uma noção mais ampla das necessidades humanas, tais como educação, saneamento, habitação. Essa noção de pobreza abrange outros aspectos da vida cotidiana dos indivíduos, pelo simples fato de que elas não apenas se alimentam, mas se relacionam, e trabalham, tendo, portanto, uma vida social.

De acordo com Stewart (2006), a abordagem das necessidades básicas tem, apenas, a intenção de complementar o crescimento econômico, pois considera que este é essencial na geração de renda às populações pobres e de receitas públicas que assegurem a oferta dos bens e serviços públicos. Trata-se apenas de refutar o argumento de que o crescimento econômico é somente condição suficiente para reduzir ou evitar a pobreza.

Já com relação a abordagem das capacitações, Lacerda (2009) destaca os trabalhos do economista Amartya Sen os quais se

constituíram um ponto de inflexão na formulação dessa teoria. A intenção dessa abordagem não se restringe apenas à análise da pobreza. Ela traz contribuições importantes para a teoria do bem-estar social e para a teoria do desenvolvimento socioeconômico.

Thorbecke (2008) afirma que a compreensão do conceito de pobreza tem melhorado e se aprofundado consideravelmente nas últimas três décadas ou mais precisamente após os trabalhos de Sen. Atualmente, há ferramentas empíricas que identificam e localizam os pobres, além de descrever suas características e medir o grau de pobreza em diferentes níveis de agregação. No entanto, apesar de todo o avanço metodológico na análise da pobreza, um número conceitual de pontos continuam ainda a ser abordados ou esclarecidos.

Ao se destacar por ser uma abordagem não utilitarista da pobreza, a abordagem das capacitações é uma vertente particular do desenvolvimento econômico, segundo o qual a liberdade é um elemento substantivo básico na vida das pessoas (SILVA, 2009). Entende-se que os indivíduos têm o direito de praticarem suas liberdades e de fazerem respeitar seus direitos na busca de analisar as diferentes formas de acesso aos recursos privados e coletivos. É importante ressaltar não apenas os direitos sociais, mas também os direitos civis e políticos.

De acordo com Sen (1997), a pobreza representa uma situação na qual as oportunidades mais básicas ao desenvolvimento dos indivíduos, enquanto cidadãos, são negadas. Significando, assim, a privação de uma boa saúde, de usufruir de uma vida criativa e ter um padrão de vida digna, de liberdade, de decência, de amor próprio, entre outras privações.

Conforme Kuklys (2005), a abordagem das capacitações opera claramente em dois níveis. O primeiro refere-se à realização de bem-estar que é mensurado em termos de “funcionamentos”. Entende-se que funcionamentos refletem vários acontecimentos ou bens que um indivíduo pode considerar valioso fazer ou ter. O segundo diz respeito ao potencial de bem-estar que é estimado em

termos de “capacidades”. Em que um indivíduo consiste nas diversas combinações de funcionamentos cuja realização é possível para ele. Assim, a capacidade é um tipo de liberdade, a liberdade provável de realizar combinações alternativas de funcionamentos.

Conforme Bourguignon e Chakravarty (2003), o bem-estar é intrinsecamente multidimensional sobre o ponto de vista das capacitações e funcionamentos. Com efeito, funcionamentos são minunciosamente motivados por atributos como capacidade de ler e escrever, expectativa de vida, entre outros e não apenas pela renda.

Sen (1993), ainda aponta as restrições da renda *per capita* como único indicador de bem-estar ou de privação econômica ao destacar que avaliar o sucesso econômico de uma nação somente pela renda, como fim de mensurar riqueza, inviabiliza a análise dos demais indicadores de bem-estar da população e exemplifica que um país com alta renda *per capita* e acesso restrito aos serviços de saúde e educação básica pode ter menor expectativa de vida e maiores taxas de mortalidade, por outro lado, num país com alto valor da disponibilidade de alimentos *per capita* pode existir partes da população desnutridos ou famintos.

Anand e Sen (1997) alegam que a pobreza é a pior forma de privação e envolve a ausência de oportunidades para se viver uma vida suportável, daí a necessidade de um aspecto multidimensional para este fenômeno. Essa abordagem tem sido vista como uma vantagem, e ao envolver adequadamente uma ampla visão de privação, sendo ela indispensável e importante.

Todavia, segundo Salama e Destremau (1999) existem críticos direcionados à abordagem multidimensional da pobreza a qual apresenta evidências quantitativa e qualitativa: a primeira crítica argumenta que a estimativa empírica da pobreza multidimensional é dificultada pela necessidade de ponderação de múltiplos conceitos de pobreza em um único indicador. A segunda, de caráter qualitativo, expõe que a abordagem multidimensional da pobreza pode criar um conflito entre as suas causas e a real pobreza, referente à renda, no que pode levar a

uma subestimação do papel da renda sobre esse fenômeno.

Cabe destacar que a opção pelo enfoque da pobreza multidimensional não significa o abandono da renda como uma dimensão da pobreza, embora alguns trabalhos não incluam essa variável. Conforme enfatizado por Sen (2000), a renda é uma importante dimensão da pobreza, mas não pode ser considerada a única.

Por esta razão, Silva e Neder (2010) entendem que a pobreza baseada na escassez de renda não é uma ideia totalmente infundada, já que a insuficiência de renda é limitadora dos atos dos indivíduos e a principal causa da fome individual e coletiva. Uma renda inadequada é, com efeito, uma forte condição de uma vida pobre.

Por isso os níveis de renda são relevantes, pois permitem que as pessoas adquiram bens e serviços e que usufruam de um determinado padrão de vida. Por este motivo, a dimensão renda está presente na maioria dos estudos multidimensionais.

Dentro desse contexto, esse artigo abordará diversos indicadores na definição da pobreza multidimensional no estado do Ceará relativo ao período 2006 a 2012.

2.2 A determinação da pobreza multidimensional: Indicadores e Dimensões

Para Bourguignon e Chakravarty (2003) a pobreza já existe há muitos anos e continua a existir em um grande número de países. A redução da pobreza continua a ser um importante problema em todos os locais. E, a fim de conhecer as ameaças que a pobreza estabelece, é necessário conhecer a sua dimensão e o processo por meio do qual ela é medida.

De acordo com Sen (1976), tal como no caso unidimensional, a medição da pobreza multidimensional pode ser dividida conceitualmente em duas etapas distintas: identificação e agregação. A etapa da identificação pressupõe o estabelecimento de um parâmetro,

chamado de linha de pobreza que, quando confrontado a um indicador de bem-estar, permite a classificação da população em dois grupos: pobres e não pobres. Enquanto a agregação consiste na seleção de uma medida ou um índice de pobreza específico que agregou as informações sobre pessoas pobres em um indicador global de pobreza (SEN, 1976).

De acordo com Oliveira (2012), para estabelecer um índice de pobreza multidimensional, um conjunto de questões adicionais deve ser respondido: (i) Quais dimensões devem ser consideradas? (ii) Como definir as linhas de pobreza para cada dimensão? (iii) Como devem ser ponderadas as dimensões? (iv) Qual critério deve ser utilizado para classificar uma pessoa em situação de pobreza multidimensional?

Míderos (2012) inicia seu trabalho com a seguinte indagação: “Porque é importante a redução da pobreza?”. Para o autor, reduzir a pobreza é uma questão central no desenvolvimento de um país. Afirmar ainda que qualquer política de desenvolvimento coerente deve proporcionar uma solução para a pobreza. Há uma grande variedade de políticas para combatê-la, o que vai depender é a abordagem utilizada para a análise e a definição de pobreza escolhida.

Segundo Barros, Carvalho e Franco (2006), a literatura sobre a construção de indicadores escalares de pobreza multidimensional passou por avanços recentes, mas ainda são muito comuns os trabalhos que se concentram no caso unidimensional, onde a pobreza é tratada, sobretudo, como sinônimo de insuficiência de renda das famílias.

Portanto, ainda de acordo com os autores supracitados, a importância de indicadores escalares de pobreza multidimensional apresentam setes passos necessários para a construção de medidas de pobreza. São eles: (1) Selecionando dimensões e indicadores; (2) A opção por um escalar; (3) Agregando indicadores e dimensões; (4) Agregações e sequências das agregações; (5) Agregando a pobreza dos agentes; (6) Linhas de pobreza; e (7) Medindo o grau de pobreza.

Vale enfatizar ainda que não existe uma forma única para

sua construção. Silva e Barros (2006) lembram que existem diversas possibilidades para a construção de um indicador escalar de pobreza multidimensional. Ao se comparar dois índices distintos, mesmo que estes sejam compostos pelas mesmas dimensões ou mesmas variáveis, o peso de cada variável pode diferir, assim como os métodos de agregação.

Em uma abordagem multidimensional não se encaixa comparações de dimensões de estudos diferentes entre países distintos. A análise é contextual e, assim gera informações relevantes para a tomada de decisões e políticas públicas específicas de cada região ou país. Sendo assim, para Mideros (2012), a seleção de dimensões deve ser especificada para cada contexto e com base nas metas de desenvolvimento.

Quanto a seleção das variáveis das dimensões, deve-se incluí-las a partir das sugestões dadas pela literatura sobre a pobreza multidimensional. Essas sugestões apontam para certo grupo de dimensões básicas, que podem ser identificadas tanto na abordagem das necessidades básicas quanto na abordagem das capacitações: educação, saúde, segurança alimentar, moradia, acesso aos serviços públicos básicos de infraestrutura e trabalho.

2.3 Pobreza Multidimensional no Estado do Ceará, algumas evidências

De forma distante ao que se tem caracterizado, o estudo unidimensional da pobreza no Brasil, como também no estado do Ceará, surgem alguns novos trabalhos para esse estado que adotam o enfoque multidimensional, sinalizando a possibilidade e a inovação de um novo redirecionamento nas análises e medições da pobreza no país.

Essa nova abordagem reforça e tem um maior foco para auxiliar a intervenção pública por meio de políticas sociais do governo. Vários estudiosos já apresentaram trabalhos sobre essa abordagem para

o Ceará. Sendo assim, nessa sessão serão apresentados alguns dos trabalhos sobre o tema para o estado.

Araújo, Tabosa e Moraes (2013), por meio da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), tomam como referência a abordagem das necessidades básicas e a teoria das capacitações que define pobreza como um fenômeno multidimensional. Os autores estudam a pobreza multidimensional no estado do Ceará nos anos de 2004, 2006 e 2009. Concluíram que a proporção de pobres mensurada unicamente pela insuficiência de renda é inferior ao da análise multidimensional. A pobreza multidimensional corresponde a 44.5 pontos percentuais da população da região em 2009. A área rural possui elevada proporção de indivíduos pobres e a pobreza multidimensional é mais intensa.

Já Oliveira (2012) também faz uma análise multidimensional da pobreza nos anos de 2004 e 2009 no estado do Ceará. Utilizam a metodologia desenvolvida por Alkire e Foster (2009), que permite a decomposição do índice de pobreza por subgrupos da população, além de mensurar a contribuição relativa de cada dimensão no indicador multidimensional. Com as informações obtidas a partir das PNADs, tiveram como resultados que privações de renda pressupõem intervenções apenas nas condições de acesso ao mercado de trabalho e/ou a programas de transferências de renda. Enquanto privações em outras dimensões, como no acesso a serviços públicos exige um aumento dos investimentos públicos em infraestrutura.

O autor ainda afirma que, ao decompor a pobreza em termos de contribuição de cada dimensão ao longo do tempo, o indicador de pobreza multidimensional permite um melhor monitoramento e avaliação das políticas de combate à pobreza. Diante de toda a explanação, é preciso então que haja o redirecionamento do debate acerca da pobreza cearense, e o ponto de partida são as análises multidimensionais.

3 BASE DE DADOS E CONSTRUÇÃO DAS DIMENSÕES

A fonte de dados utilizada para a construção dos indicadores e dimensões composto na pobreza multidimensional foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) referentes aos anos de 2006 a 2012. Neste trabalho, foram consideradas seis dimensões na elaboração de um indicador multidimensional (ver Tabela 1). Nota-se, além das 6 dimensões, 22 variáveis derivadas a partir das variáveis originais extraídas das PNADs. Elas foram escolhidas com base na revisão da literatura acerca da temática da pobreza, tanto sob o enfoque da teoria das necessidades básicas quanto da *teoria das capacidades*.

Na Tabela 1 estão os indicadores $X_{j,k}^i$ construídos para $i = \{1, 2, \dots, n\}$ pessoas, $j = \{1, 2, \dots, h\}$ domicílios e $k = \{1, 2, \dots, m\}$ dimensões. Todos os indicadores têm um valor máximo de 1 (não privado) e um mínimo de 0 (privação total). Os indicadores são definidos entre 0 e 1 para reduzir os problemas de descontinuidade, mas são limitados pela informação disponível. Com o fim de obter diferentes conjuntos de dados categóricos se estabelecem diferentes níveis equidistantes (ou seja, os indicadores são ordinal).

Os indicadores se agregam em cada dimensão sobre a base da seguinte função: $X_{i,k} = g_k(X_{i,k}^1, \dots, X_{i,k}^p)$ para as variáveis $l = \{1, \dots, p\}$, onde a função $g_k(\cdot)$ é específica de cada dimensão k . Para identificar o nível de privação de cada dimensão, a reformulação dos índices se realiza utilizando a formula: $\hat{X}_{i,k} = 1 - X_{i,k}$, em que o nível de privação $\hat{X}_{i,k}$ é interpretado como sendo o *Gap* relativo entre o nível individual de X_k e o limiar da privação $Z_k = 1$, com um valor máximo de 1 (privação total) e um mínimo de 0 (sem privação).

Tabela 1 - Dimensões e Indicadores da Pobreza Multidimensional

Dimensões	Variáveis Derivadas	Indicadores
Alimentos e Água	Água na Moradia	$X_{i,1}^1 = \begin{cases} 1, se\ sim \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Capacidade de compra de alimentos	$X_{i,1}^2 = \min \left\{ 1, \frac{renda\ per\ capita_{i,1}}{linha\ de\ pobreza} \right\}$
Comunicação e Informação	Telefone	$X_{i,2}^1 = \begin{cases} 1, se\ sim \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Televisão	$X_{i,2}^2 = \begin{cases} 1, se\ sim \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Computador	$X_{i,2}^3 = \begin{cases} 1, se\ sim \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Internet	$X_{i,2}^4 = \begin{cases} 1, se\ sim \\ 0, se\ não \end{cases}$
Educação	Ensino Primário	$X_{i,3}^1 = \begin{cases} 1, se\ tiver\ 1\ a\ 5\ anos\ de\ estudo \\ na\ idade\ adequada \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Ensino Fundamental incompleto	$X_{i,3}^2 = \begin{cases} 1, se\ tiver\ 4\ a\ 9\ anos\ de\ estudo \\ na\ idade\ adequada \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Ensino Fundamental completo	$X_{i,3}^3 = \begin{cases} 1, se\ tiver\ 8\ a\ 14\ anos\ de\ estudo \\ na\ idade\ adequada \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Ensino Médio incompleto	$X_{i,3}^4 = \begin{cases} 1, se\ tiver\ 12\ a\ 15\ anos\ de\ estudo \\ na\ idade\ adequada \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Ensino Médio completo	$X_{i,3}^5 = \begin{cases} 1, se\ tiver\ acima\ de\ 15\ anos \\ de\ estudo\ na\ idade\ adequada \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Proporção de crianças na escola	$X_{i,3}^6 = \begin{cases} 1, se\ proporção > 1 \\ 0, se\ não \end{cases}$
Condições de Moradia	Tipo de Moradia	$X_{i,4}^1 = \begin{cases} 1, se\ a\ casa\ é\ própria \\ 0,5\ se\ a\ casa\ própria\ paganda \\ 0, se\ outros \end{cases}$
	Iluminação	$X_{i,4}^2 = \begin{cases} 1, se\ adequado \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Material da parede	$X_{i,4}^3 = \begin{cases} 1, se\ adequado \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Material do teto	$X_{i,4}^4 = \begin{cases} 1, se\ adequado \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Nº de pessoas por dormitório	$X_{i,4}^5 = \begin{cases} 1, se < 3 \\ 0, se\ não \end{cases}$
Saúde	Esgotamento sanitário	$X_{i,5}^1 = \begin{cases} 1, se\ adequado \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Condição Sanitária	$X_{i,5}^2 = \begin{cases} 1, se\ adequado \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Eliminação do lixo	$X_{i,5}^3 = \begin{cases} 1, se\ adequado \\ 0, se\ não \end{cases}$
Trabalho e Demografia	Trabalho precário	$X_{i,6}^1 = \begin{cases} 1, se\ não \\ 0, se\ sim \end{cases}$
	Razão de dependência por domicílio	$X_{i,6}^2 = \begin{cases} 1, se\ proporção < 1 \\ 0, se\ não \end{cases}$

Fonte: Elaboração pelos próprios autores a partir dos dados da PNADs.

A dimensão 1: alimentos e água, a variável água mede se há abastecimento de água apropriada na moradia. Já a segunda, captura a capacidade de compra de alimentos, por meio da condição monetária, fazendo uma relação da renda per capita do indivíduo com a linha de pobreza utilizada. As linhas de pobreza utilizadas foram do Instituto de Estudo do Trabalho e Sociedade (IETS), elaboração de Sônia Rocha com base na POF (Pesquisa de Orçamento Familiar).

A dimensão 2: comunicação e informação também entram na análise, considera como indivíduos privados os que não possuem meios de informação para a vivência na sociedade atual. As variáveis adotadas no estudo são: telefone, televisão, computador e internet.

A dimensão 3: educação, apresenta mais uma novidade para a mensuração da pobreza multidimensional no estado do Ceará. Leva em consideração a Lei de Diretrizes e Bases da Educação (Lei 9.394/1996), que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, na qual afirma que há um nível de escolaridade mínima requerida para uma determinada faixa etária.

Assim, para o morador com nível de escolaridade maior do que o requerido na sua idade, é considerado não privado, caso contrário, privado. Considerando também os indivíduos de 18 anos ou mais que não tenham a quantidade de anos de estudos referentes a conclusão do ensino médio, sendo este considerado carente com relação a anos de estudo não sendo capaz de conseguir um emprego digno sem ao menos o ensino médio concluído, seria considerado privado.

Sendo assim, a dimensão educação está dividida em 6 variáveis em análise, a idade adequada referente a cada etapa escolar: Ensino primário, ensino fundamental incompleto e completo, ensino médio incompleto e completo. Essas categorias, em cujas especificações se levou em conta o número de anos de estudo mínimos exigidos para conclusão dos níveis de ensino. Ao incluir essa variável no indicador, a intenção foi captar não somente o ano de estudo médio por indivíduo, mas também o “contexto educacional” no qual o indivíduo está inserido.

A proporção de crianças da escola diz respeito ao total de crianças no domicílio. De acordo com a Lei nº 8.069/90, art. 2º, considera-se criança a pessoa até 12 anos de idade incompletos, e adolescentes aquela entre doze e dezoito anos de idade.

A dimensão 4: Condições de moradia, na sua análise foram utilizadas as variáveis tipo de moradia, iluminação, material de parede, material do teto, e número de pessoas por dormitório. Ainda que essas variáveis possam ser discutidas quanto à sua utilidade na análise da pobreza, percebe-se que a ausência de condições adequadas de moradia se configura em um tipo de privação importante, além de ser um abuso aos direitos sociais garantidos pelo texto constitucional brasileiro.

E outro ponto relevante do estudo dado nessa seção é a dimensão 5: saúde. Como não existem variáveis específicas que possa trazer informações a respeito dessa dimensão, serão utilizados *proxies* para estudá-la, sendo elas: esgotamento sanitário, condição sanitária e eliminação do lixo. A justificativa para essa escolha repousa no entendimento de que a falta de acesso, ou o acesso inapropriado, a qualquer uma dessas variáveis pode ocasionar sérios prejuízos à saúde do indivíduo, principalmente no que diz respeito à saúde básica.

E por fim, na dimensão 6: trabalho e demografia, tem-se: trabalho precário e a razão de dependência por domicílio. Classificou-se como situação de trabalho precário aquela na qual o trabalhador não era segurado da previdência social nem contribuinte de outro instituto de previdência e, por isso, não tinha proteção contra os chamados riscos sociais (incapacitantes ao trabalho).

E a variável razão de dependência é um indicador demográfico utilizado nas análises de mercado de trabalho, pois trata da relação entre pessoas em idade potencialmente inativa e pessoas em idade potencialmente ativa. As pessoas com idade inferior a 14 anos ou igual ou superior a 60 anos foram definidas como dependentes. A especificação do limite na idade de 60 anos ou mais se pautou no que foi estabelecido pelo Estatuto do Idoso (Lei 10.741/2003), que

considera idoso os indivíduos que estão nessa faixa etária (LACERDA, 2009).

4 METODOLOGIA

Conforme Bourguignon e Chakravarty (2003) uma maneira simples de definir a pobreza e a contagem do número de pobres é levar em consideração a possibilidade de ser pobre em qualquer dimensão da pobreza. Uma forma de fazer isso é definir a variável indicador de pobreza. Um enfoque multidimensional define a pobreza mediante um vetor de características particulares (TSUI, 2002).

Em termos gerais, um índice de pobreza multidimensional pode ser apresentado como uma função:

$P(X, z): M \times z \rightarrow R_+^1$ em que $X \in M$ é uma matriz de atributos, como renda, educação, saúde, ($n \times m$), para $i = \{1, 2, \dots, m\}$ pessoas e $k = \{1, 2, \dots, m\}$ dimensões, $z \in Z$ é um vetor de limites ou “níveis minimamente aceitáveis” para diferentes atributos (BOURGUIGNON e CHAKRAVARTY, 2003).

Um índice pode ser construído por meio de pelo menos três diferentes abordagens metodológicas: a abordagem axiomática, a teoria dos conjuntos fuzzy e a teoria das informações (MAASOUMI e LUGO, 2008).

Com base em Bourguignon e Chakravarty (2003) - um índice multidimensional geral – pode ser decomposto e cumpre os axiomas necessários, pode ser definido como:

$$P(X, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f \left(\max \left\{ 0; \left(1 - \frac{x_{i1}}{z_1} \right) \right\}, \dots, \max \left\{ 0; \left(1 - \frac{x_{ik}}{z_k} \right) \right\} \right) \quad (1)$$

Ou de forma geral, como:

$$P(X, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f (X_{i1}, \dots, X_{im}) \quad (1.1)$$

Por abordagem vinculativa para definir $f(\cdot)$ e usando uma variação no índice de Foster, Greer e Thorbecke (1984) para capturar a severidade da pobreza, a pobreza multidimensional pode ser medida da seguinte forma:

$$P(X, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f \left[\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m X_{i,k}^z \right] \quad (2)$$

Em (2) presume-se que as dimensões não são substituíveis mas se inter-relacionam com o nível geral de pobreza, o que é consistente com uma abordagem baseada em dimensões de bem-estar. No nível individual, mais peso é dado para as dimensões que apresentam um maior *Gap* de privação e, em seguida, mais peso é atribuído a pessoas com maiores níveis de privação. Isto faz com que o índice seja sensível para a distribuição de pobreza. A pobreza a nível individual se define por: $P_i = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m X_{i,k}^z$, com um valor máximo de 1 (pobreza total) e um mínimo de 0 (sem pobreza).

Para cada dimensão, podem ser estimados os índices de incidência (proporção de pobres) e os níveis de privação para diferentes regiões e grupos demográficos. Para o índice de incidência é considerado que todas as pessoas que estão abaixo do limite em pelo menos uma variável sofrem privação (enforque de união), com base em a seguinte regra:

$$\text{Sofre Privação} = \begin{cases} \text{Sim; se } X_{i,k} > 0 \\ \text{Não; se } X_{i,k} = 0 \end{cases} \quad (3)$$

O nível de privação para cada pessoa em cada indicador se mede diretamente por $X_{i,k}^l$, embora o nível privação individual em cada dimensão é determinado pela função de agregação $g_k(\cdot)$ como segue:

$$X_{i,k} = \frac{1}{p} \sum_{l=1}^p X_{i,k}^l \quad (4)$$

Os indicadores se agregam a para cada dimensão sobre a base da seguinte função: $X_{i,k} = g_k(X_{i,k}^1, \dots, X_{i,k}^p)$ para as variáveis $l = \{1, \dots, p\}$, onde a função $g_k(\cdot)$ é específica de cada dimensão k . Todos os indicadores têm o valor máximo de 1 (nível alcançado) e um valor mínimos de 0 (privação total), sendo essa definição utilizada para reduzir os problemas de descontinuidade.

Finalmente, o nível de privação global que pode ser decomposto para cada dimensão é:

$$X_{\hat{k}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{i,k} \quad (5)$$

O nível de privação global ($X_{i,k}$) se mede usando (4) em cada dimensão e se define como o nível de privação médio entre as variáveis. Para identificar o nível de privação de cada dimensão, a reformulação dos índices é feita usando a fórmula: $X_{i,k} = 1 - X_{i,k}$, onde o nível de privação $X_{i,k}$ do como a diferença relativa entre o nível individual de $X_{i,k}$ e o limite da privação $Z_k = 1$ total) e um mínimo de 0 (sem privação).

Mediante a utilização de (5) é possível decompor o nível de privação por região e grupo demográfico da seguinte forma:

$$X_{\hat{k}} = \sum_{s=1}^q \frac{n_s}{n} X_{i,k}^{(s)} \quad (6)$$

em que S é o conjunto de grupos $\{1, \dots, q\}$, e $\{1, \dots, q\}$, e $X_{\hat{k}}^{(s)} = \frac{1}{n_s} \sum_{i_s=1}^{n_s} X_{i_s,k}$.

5 RESULTADOS

Inicialmente analisa-se os resultados dos graus de privação em cada uma dos indicadores e nas respectivas dimensões, de 2006 a 2012. Os *Gaps*, que são a distância dos indivíduos pobres a um

limite de pobreza, também serão apresentados para cada dimensão no estado do Ceará, entre as áreas (metropolitana, urbana e rural), e grupos: sexo, faixa etária e raça. E, num segundo momento, a pobreza multidimensional é analisada entre o Ceará e os grupos estudados.

5.1 Dimensão 1: Alimentos e Água

Esta dimensão é definida por duas variáveis: água na moradia e capacidade de compra de alimentos. Água na moradia é definida como bem de necessidade básica para a sobrevivência humana, e sua proveniência nos domicílios mede a privação ou não da população. Se o abastecimento for da rede geral de distribuição o domicílio é considerado não privado. Contudo, se for proveniente de poço ou nascente, ou outra providência é denominado privado do bem.

A variável capacidade de compra de alimentos mede a privação monetária (ou seja, a renda), como um substituto para a privação de alimentos. Os domicílios com renda *per capita* inferior a linha de pobreza é considerado privado, por não ser capaz de consumir as necessidades nutricionais mínimas.

A Tabela 2 mostra a incidência de privação no estado do Ceará, de 2006 a 2012, entre os indicadores e dimensões. A percentagem de pessoas que não têm um abastecimento de água potável, proveniente da rede geral de distribuição, em seus domicílios caiu de 19,89% em 2006, para 15,55% em 2012. Enquanto, o percentual de pessoas com privação monetária, também, houve uma redução de 17,85% para 5,81% no mesmo período.

Importante observar que na dimensão como um todo, o impacto da redução foi maior em conjunto, do que quando os indicadores são analisados separadamente. Houve uma redução de 32,30% em 2006 para 19,66% em 2012, diminuição de 12,64% da pobreza multidimensional no Ceará na dimensão água e alimentos.

O *Gap* de privação é apresentado na Tabela 3 por dimensões. Os números mostram a diferença média para diferentes áreas e

grupos populacionais. Pode-se observar que a pobreza na dimensão Alimentos e Água é um problema, especialmente, nas áreas rurais cearenses. Em 2012, a lacuna de privação da área rural do Ceará é de 24,01%, apresentando-se maior quando comparadas com as regiões metropolitanas e urbanas, nas quais há uma lacuna de registros de privação, respectivamente, de 6,37% e 4,31%, no mesmo período. Verificou-se que, com relação aos grupos populacionais não há uma lacuna tão significativa com relação à pobreza. Contudo, houve uma redução em todos os grupos em estudo, de 2006 a 2012.

Tabela 2 - Incidência de Privação no estado do Ceará, 2006-2012 (%)

Dimensões/Variáveis	2006	2007	2008	2009	2011	2012
Dimensão 1: Água e Alimentos	32,30	28,60	23,84	23,39	22,78	19,66
Água na Moradia	19,89	16,77	16,63	14,84	16,61	15,55
Capacidade de compra de alimentos	17,85	15,50	9,58	11,01	8,67	5,81
Dimensão 2: Comunicação e Informação	92,07	91,55	88,10	86,61	79,20	74,23
Telefone	38,66	33,04	22,90	17,87	14,12	10,74
Televisão	7,54	5,51	3,39	3,62	2,30	1,31
Computador	90,18	88,02	83,63	81,91	73,99	68,88
Internet	93,00	91,52	87,99	86,51	78,91	73,89
Dimensão 3: Educação	96,37	96,20	95,65	95,33	94,71	94,79
Ensino Primário	83,81	84,71	84,46	83,60	83,42	83,22
Ensino Fundamental incompleto	93,65	93,96	93,29	92,85	91,91	91,41
Ensino Fundamental completo	95,26	95,22	94,42	93,99	92,99	92,46
Ensino Médio incompleto	96,28	96,11	95,50	95,23	94,44	94,66
Ensino Médio Completo	96,37	96,19	95,64	95,33	94,71	94,79
Proporção de crianças na escola	3,43	3,48	3,03	1,77	1,83	1,94
Dimensão 4: Condições da Moradia	34,42	32,79	32,99	33,86	32,62	31,40
Tipo de Moradia	26,90	26,04	25,91	27,64	26,63	26,36
Iluminação	0,80	0,84	0,41	0,25	0,12	0,11
Material da Parede	2,20	1,89	2,58	1,76	1,92	1,07
Material do Teto	0,22	0,09	0,27	0,07	0,09	0,23
Nº de pessoas por dormitório	8,02	6,93	6,54	7,09	5,39	5,85
Dimensão 5: Saúde	71,18	68,21	65,17	64,85	62,94	58,99
Esgotamento Sanitário	70,82	67,72	64,82	64,61	62,68	58,12
Condição Sanitária	21,37	20,87	19,36	19,16	21,14	21,82
Eliminação do lixo	0,55	0,36	0,65	0,52	0,57	0,53
Dimensão 6: Trabalho e Demografia	75,80	74,98	74,66	73,94	69,94	69,24
Trabalho Precário	70,52	67,87	69,93	68,57	65,25	64,72
Razão de dependência por domicílio	20,21	20,44	17,44	17,28	17,77	17,03

Fonte: Elaboração pelos próprios autores a partir dos dados da PNADs.

5.2 Dimensão 2: Comunicação e Informação

A privação na dimensão da comunicação e informação é medida por cinco variáveis a nível domiciliar: a posse de telefone (incluindo fixo ou celular), uma televisão (preto e branco ou colorida), um computador, e acesso à internet.

Destaca-se que a maioria destes acessos à informação não significa uma verdadeira privação, e também não traz nada sobre a qualidade da informação que os domicílios acessam. Embora seja necessária uma análise completa desses critérios, mas isso está além do escopo desta investigação.

A Tabela 2 mostra que, entre 2006 e 2012, a incidência foi reduzida em todos os indicadores. Em 2012, os maiores índices de privação foram registrados para acesso à internet (73,89%) e computador (68,88%). Enquanto os níveis mais baixos de privação são do telefone (10,74%) e televisão (1,31%). Os indicadores que apresentaram os maiores impactos de redução da privação foram telefone, redução de 27,92% de 2006 para 2012, computador, redução de 21,30%, no mesmo período, e acesso à internet reduzindo 19,11%.

A Tabela 3 apresenta o *Gap* da privação por áreas e grupos no Ceará a nível de dimensão. O *Gap* foi reduzido no Estado, áreas e grupos entre 2006 e 2012. Tanto em 2006, quanto em 2012, o *Gap* de privação da população rural cearense foi bem mais elevado do que das regiões metropolitana e urbana. Em 2012, a área rural apresenta-se com uma lacuna de privação de 53,71%, enquanto as regiões metropolitana e urbana apresentam, respectivamente, 31,57% e 38,95%.

Observa-se ainda que a privação entre as pessoas do sexo masculino é maior do que a do sexo feminino com relação a esta dimensão. Analisando a faixa etária a privação é maior nas crianças e nos idosos, 41,83% e 45,06%, respectivamente, em 2012. Com relação ao grupo raça, a lacuna de privação é maior para as raças não brancas, 41,50% em 2012.

5.3 Dimensão 3: Educação

Os maiores indicadores de privação se concentram na dimensão educação. Precisamente por conta de a pesquisa levar em consideração a adoção da Lei de Diretrizes e Bases da Educação (Lei 9.394/1996), que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional.

No ensino primário, de acordo com a Lei, crianças com até 5 anos de idade, podem ter no máximo 5 anos de escolaridade, denominado ensino pré-escolar. No ensino fundamental incompleto, crianças de 6 anos a 10 anos de idade para não serem consideradas privadas devem ter de 4 a 9 anos de estudo. No ensino fundamental completo, estariam as crianças de 11 a 14 anos que estariam terminando o ensino fundamental em torno de 8 a 14 anos de escolaridade.

No ensino médio incompleto, os pré-adolescentes em torno dos 15 a 17 anos estariam completando o ensino médio de 12 a 15 anos de estudo. E por fim, no ensino médio completo, estão os jovens acima de 18 anos que devem ter no mínimo 15 anos de escolaridade para poder ter uma boa formação educacional e ter capacidade para entrar no mercado de trabalho e não ser considerado privado de educação. E a proporção de crianças na escola refere-se ao total de crianças no domicílio.

Na dimensão educação, observa-se uma pequena redução na privação: em 2006 era de 96,37%, passando para 94,79% em 2012. O ensino que apresentou uma maior redução na privação foi o ensino fundamental completo, reduziu 2,80% de 2006 para 2012. Logo em seguida, o ensino médio incompleto e completo, com 1,62% e 1,80% respectivamente (Tabela 2).

Proporção de crianças na escola apresentou uma privação de apenas 1,94% em 2012, mesmo apresentando elevados índices de privação nos ensinos primário, fundamental incompleto, e completo. Destaca-se que a análise em questão é a faixa etária com anos de estudos correspondentes.

Conforme exposto na Tabela 3, há um *Gap* de 85,15% de privação em 2012. Com relação às áreas, observa-se um maior *Gap* na área rural, quando comparadas às regiões metropolitana e urbana, não diferente do que foi ressaltado nas outras dimensões. Estas apresentaram um *Gap* de privação, 87,32% em 2006, para 87,90% em 2012. Em relação às áreas metropolitanas e urbanas, foi observada também uma redução da privação em educação, no período analisado.

Houve também uma redução na quantidade de homens e mulheres: mulheres apresentam uma privação menor de 83,76% em 2012, quando comparados com homens, 86,66%. Nota-se que no hiato médio de privação educação é 2,90 vezes maior para homens do que para mulheres.

No grupo faixa etária, todas as faixas apresentaram uma redução na privação. Sendo o grupo jovens aquele que apresentou maior redução, 1,16% de 2006 a 2012, e o grupo adolescente apresenta o menor *Gap*. No grupo raça, nos brancos a privação é de 82,06%, e não brancos de 86,65%. Verifica-se que o impacto da redução de 2006 para 2012 também ocorreu no grupo de raça branca, houve uma redução de 1,35%, comparado com apenas 0,40% na raça não branca.

Tabela 3 - Brasil: *Gap* da privação por dimensão, 2006 e 2012. (%)

continua

Região/Grupo	Água e Alimentos		Comunicação e Informação		Educação	
	2006	2012	2006	2012	2006	2012
Ceará	12,41	9,37	57,34	38,70	85,27	85,15
Metropolitano	9,86	6,37	49,04	31,57	83,77	83,68
Urbano	11,14	4,31	61,48	38,95	86,29	85,42
Rural	32,67	24,01	71,00	53,72	87,32	87,90
Homens	14,31	9,68	57,85	39,34	86,18	86,66
Mulheres	13,75	9,09	56,86	38,11	84,42	83,76
Crianças	18,36	11,14	60,79	41,83	76,92	76,33
Adolescentes	15,14	10,96	57,95	38,77	84,09	83,59
Jovens	13,31	9,58	55,25	36,31	90,16	89,00
Adultos	12,09	8,41	55,40	37,02	85,91	85,17
Idosos	10,86	7,63	62,05	45,06	94,44	93,48
Branca	12,07	7,55	52,65	32,94	83,41	82,06
Não Branca	15,05	10,26	59,83	41,50	86,25	86,65

Fonte: Elaboração pelos próprios autores a partir dos dados da PNADs.

Tabela 3 - Brasil: *Gap* da privação por dimensão, 2006 e 2012. (%)*conclusão*

Região/Grupo	Condições da Moradia		Saúde		Trabalho e Demografia	
	2006	2012	2006	2012	2006	2012
Ceará	7,41	6,74	30,91	26,82	45,36	41,12
Metropolitano	7,29	6,65	19,29	13,96	42,19	37,96
Urbano	7,69	6,51	31,98	22,47	49,07	45,37
Rural	7,77	5,73	61,26	61,64	45,52	42,30
Homens	7,44	6,70	31,55	27,69	44,93	40,84
Mulheres	7,38	6,78	30,31	26,02	45,76	41,86
Crianças	9,89	9,32	32,00	28,25	52,17	46,91
Adolescentes	7,21	7,14	32,49	29,33	44,16	39,51
Jovens	7,98	7,70	30,21	25,54	39,37	35,55
Adultos	6,26	5,83	29,50	25,85	41,45	36,74
Idosos	4,27	3,16	34,20	27,83	64,82	65,74
Branca	6,37	6,19	28,69	23,43	43,05	39,57
Não Branca	7,96	7,01	32,09	28,47	46,59	42,24

Fonte: Elaboração pelos próprios autores a partir dos dados da PNADs.

5.4 Dimensão 4: Condições de Moradia

Para medir a privação de habitação são levados em conta cinco indicadores. A Tabela 2 mostra a percentagem de população com privação na moradia. Um terço da população não possui uma moradia própria já quitada em 2012. Houve uma variação bastante instável durante os anos analisados com relação ao tipo de moradia. Houve uma pequena redução do índice de privação, em 2006 era de 34,42%, passando para 31,40% em 2012.

No que diz respeito à iluminação, qualidade da parede, e número de pessoas por dormitório houve uma redução não muito significativa nos índices de incidência, nos quais já apresentam uma baixa privação. Já a variável material do teto apresentou um aumento no índice de privação (Tabela 2).

Em 2012, apenas 5,85% da população vive em uma casa com mais de três pessoas por quarto. Apenas 0,11% da população vive com privação de iluminação, 1,07% e 0,23% não apresentam os materiais, respectivamente, da parede e do teto adequados em suas moradias. Note que ocorreu redução na privação dessa dimensão, em torno, de

3,02% de 2006 para 2012 (Tabela 2)

Na Tabela 3, em 2012, o estado do Ceará apresenta uma lacuna de privação com relação às condições de moradia inadequada de 6,74%. Em áreas rurais houve uma maior redução do *Gap* de privação na dimensão moradia, redução de 7,77% em 2006 para 5,73% em 2012. Contudo, a área rural na dimensão condições de moradia se diferenciou das demais. Nesta dimensão, a área rural apresentou menor lacuna de privação dentre as áreas metropolitana (6,65%) e urbana (6,51%) em 2012.

No grupo sexo, mulheres apresentam uma privação menor que os homens, sendo essa diferença de apenas 0,08%, em 2012. Ainda esse mesmo período, entre os grupos etários, quem possui a menor privação é o grupo dos idosos, com apenas 3,16%, e a maior é o grupo das crianças, com 9,32%. As populações de raça não branca têm *Gap* de maior privação do que a raça não branca. A não branca apresenta um hiato de privação de 0,82% maior que a branca, em 2012.

5.5 Dimensão 5: Saúde

Nesta dimensão foram utilizadas as condições de saneamento básico como proxy para analisar a dimensão saúde. Como justificativa, a falta de acesso, ou o acesso inapropriado, a qualquer uma dessas variáveis de saneamento pode ocasionar sérios prejuízos à saúde do indivíduo, principalmente no que diz respeito à saúde básica.

A Tabela 2 mostra que, na dimensão, houve uma redução da sua privação, de 71,18% em 2006, para 58,99% em 2012, ou seja, queda de 12,19% no período analisado. Essa redução pode ser explicada porque também ocorreu uma redução em todos os indicadores da dimensão. No esgotamento sanitário, indicador com maior impacto na redução da privação, houve uma queda de 12,70%. Diminuição também na condição sanitária, e na eliminação do lixo, de 0,45% e 0,02%, respectivamente, de 2006 para 2012.

Na Tabela 3, a maior diferença da privação entre as áreas está

localizada na área rural, em 2006, a lacuna de privação é de 61,26%, obtendo um pequeno aumento em 2012, para 61,64%. Indicando que mais da metade na população rural apresenta privação de saneamento básico. E, em decorrência desse resultado, a área rural apresenta também como a região mais sensível com relação a saúde. Já as áreas metropolitana (13,96%) e urbana (22,47%) cearenses apresentam menor privação em 2012.

Com relação aos homens e mulheres houve uma redução de 2006 para 2012, as mulheres apresentam uma menor privação, em 2012, de 26,02%, quando comparadas com os homens que têm 27,69% de privação no mesmo período. No grupo etário, quem possui maior déficit na saúde é o grupo dos adolescentes, com 29,33% em 2012. E o menor, é o grupo dos jovens, com 25,54%. Em todos os grupos foi observada uma redução da privação. As populações de raça não brancas têm lacunas de privação mais elevadas, com uma taxa de 28,47% em 2012, bem maior quando comparada com a raça branca, que é apenas de 23,43%.

5.6 Dimensão 6: Trabalho e Demografia

A privação do trabalho é medido por trabalho precário. Foi denominado trabalho precário aquele no qual o trabalhador não era segurado da previdência social nem contribuinte de outro instituto de previdência. E demografia, a razão de pessoas dependentes por domicílio, sendo elas as menos de 14 anos e maiores de 60.

A Tabela 2 mostra a incidência de privação para cada indicador. Mais de 60% da população sofre de privação de trabalho digno, 64,72% em 2012 trabalham em situação de trabalho precário. Mesmo tendo ocorrido uma redução de 5,80% de 2006 para 2012, ainda permanece uma taxa de privação elevada.

Ainda na Tabela 2 a razão de dependência apresenta uma taxa de privação considerada baixa, 17,03% da população em 2012 apresenta alguma relação de dependência. Na análise da dimensão, houve uma

queda na privação, de 75,80% em 2006 para 69,24% em 2012. Ainda exibindo um alto percentual de privação.

O estado do Ceará apresentou redução no Gap de privação (Tabela 3). A área urbana se destacou dentre as outras por apresentar uma maior lacuna de privação de trabalho e demografia, 49,07% em 2006 e 45,37% em 2012. Entretanto, ocorreu uma redução em todas as áreas em estudo. Na área metropolitana houve um maior impacto entre 2006 e 2012, uma redução de 4,23% no período analisado. Redução também na área rural, de 45,52% em 2006 para 42,30% em 2012.

Contrapondo-se com todas as outras dimensões, na dimensão trabalho e demografia, as mulheres apresentam dessa vez um Gap de privação maior que os homens. Evidencia-se assim a diferença no mercado de trabalho entre homens e mulheres. Mesmo havendo uma redução, ainda é considerada alta a privação entre mulheres e homens; em 2012, uma lacuna de privação de 41,86% de mulheres, e 40,84% em homens.

No grupo da faixa etária, ocorreu os resultados esperados, maior privação para crianças e idosos, pois os mesmos são dependentes e não trabalham; crianças em 2012, com privação de 46,91% e idosos, com 65,74%. Com o menor Gap, apresentou-se o grupo dos jovens, com 35,55%, em 2012. A população branca possui uma lacuna de privação menor quando comparada com a raça não branca, apresenta um hiato de 2,67% menor. Mesmo ambos os grupos obtendo uma redução no período de 2006 a 2012.

5.7 A Pobreza Multidimensional

De maneira geral, as informações extraídas da PNAD sinalizam uma melhora nas condições de vida da população cearense entre os anos 2006-2012. Essa melhora, no entanto, não ocorreu de forma homogênea entre as áreas, nem entre os grupos área, sexo, faixa etário e raça do estado.

A Tabela 4 mostra a pobreza multidimensional por áreas e

grupos do estado do Ceará, 2006-2012. Os resultados sugerem uma redução na pobreza multidimensional do Ceará: de 28,23% em 2006 para 24,48% em 2012 segundo a metodologia adotada, com uma variação de 3,75%. Entre o período analisado, o nível de pobreza multidimensional declinou a uma taxa média anual de 0,6 %.

Ainda na Tabela 4, a área rural da região apresenta uma proporção de pobres bem maior quando comparada com as áreas metropolitanas e urbanas. Em 2012, o Ceará tem uma população pobre na área rural referente a 32,54%. Corroborando, assim, com Silva e Neder (2010) que estudaram a pobreza multidimensional nas áreas rurais do Brasil em 1995 e 2004.

Os autores supra citados destacam a importância de se mensurar pobreza levando em consideração, além da renda, a habitação, o abastecimento de água, o saneamento básico, a educação e o mercado de trabalho. Nacionalmente, a proporção de pobres na zona rural em 2012 é de 30%, enquanto que na zona urbana é de 19,86%.

Destaca-se que, mesmo com metodologias diferentes, os resultados obtidos dessa análise corroboram com os de Araujo, Tabosa e Morais (2013) que também fazem um estudo na pobreza multidimensional com outra metodologia no estado do Ceará. Os autores apresentam que a área rural possui elevada proporção de indivíduos pobres e a pobreza multidimensional é mais intensa.

Em média, não há diferença significativa na pobreza entre os grupos sexo e faixa etária. Contudo, houve uma redução em todos os grupos. A pobreza multidimensional entre os homens em 2012 é de 24,81%, enquanto que nas mulheres é de 24,18%, havendo uma variação (queda) maior entre as pessoas do sexo feminino, 3,80% (Tabela 4).

Diferença pouco notada também entre crianças, adolescentes, jovens e adultos. Um impacto maior na redução foi no grupo crianças, uma queda de 4,71% de 2006 a 2012. Já no grupo idosos, houve pouca redução na proporção, 3,08%, sendo ela o grupo com maior pobreza

multidimensional, 32,24% em 2012. As populações de raça não branca têm os mais altos níveis de pobreza multidimensional, 25,31% em 2012. Mesmo apresentando a maior taxa de variação 3,84% de 2006 a 2012.

Tabela 4 - Pobreza Multidimensional por Áreas e Grupos do estado do Ceará, 2006-2010. (%)

	Pobreza Multidimensional						Variação
	2006	2007	2008	2009	2011	2012	
Ceará	28,23	27,17	26,03	25,44	24,73	24,48	-3,75
Metropolitano	24,33	23,91	22,77	22,24	21,83	21,26	-3,07
Urbano	29,16	27,79	26,55	26,08	23,89	23,81	-5,35
Rural	37,06	35,09	33,91	32,59	32,63	32,54	-4,52
Homens	28,50	27,36	26,28	25,71	24,84	24,81	-3,69
Mulheres	27,98	26,98	25,81	25,20	24,63	24,18	-3,80
Crianças	28,14	26,84	24,97	24,52	23,77	23,43	-4,71
Adolescentes	27,55	26,76	25,97	24,89	23,50	23,60	-3,95
Jovens	27,99	26,77	25,87	25,28	24,29	23,14	-4,85
Adultos	27,25	26,24	25,27	24,81	23,91	23,58	-3,67
Idosos	35,32	34,13	33,84	33,43	33,03	32,24	-3,08
Branca	26,49	25,88	24,92	23,96	23,52	22,78	-3,71
Não Branca	29,15	27,87	26,60	26,13	25,37	25,31	-3,84

Fonte: Elaboração pelos próprios autores a partir dos dados da PANDs.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo partiu com o objetivo de apresentar novas perspectivas para a compreensão da pobreza multidimensional no estado do Ceará nos anos de 2006 a 2012, considerando outras dimensões além da renda, com a finalidade de auxiliar políticas públicas focadas na sua diminuição e aceleração do processo de desenvolvimento. As principais conclusões foram:

Considerando a mensuração da pobreza multidimensional no Ceará pela ótica das seis dimensões estudadas, constatou-se que a pobreza multidimensional apresentou uma trajetória decrescente durante o

período de estudo. Os resultados do trabalho sugerem uma redução de 28,23% em 2006, para 24,48% em 2012, da pobreza multidimensional.

Para as análises separadas das áreas metropolitana, urbana e rural o nível de pobreza foi mais intenso na região rural, onde as intensidades de pobreza foram sensivelmente maiores. Por outro lado, essa situação é menos grave na área metropolitana cearense. Na análise da pobreza entre os grupos quase não existe diferenças entre homens e mulheres, mas vale salientar que a persistente privação concentra-se em ser maior entre os homens.

Já entre as faixas etárias também observa-se uma pequena privação. Crianças, adolescentes, jovens e adultos encontram-se com a mesma proporção, em média, de pobres multidimensionais. O impacto maior na pobreza seria sobre o grupo dos idosos, esses são considerados mais privados com relação aos outros grupos etários.

Pode-se inferir que para reduzir a pobreza multidimensional, deve-se adotar políticas públicas direcionadas especificamente para as dimensões que mais impactam a pobreza, sendo elas: educação, trabalho e demografia, comunicação e informação, e saúde.

Como sugestão de futuras pesquisas, deve-se ser realizada uma investigação para compreender as relações entre proteção social, crescimento econômico, e redução da desigualdade sobre redução da pobreza multidimensional. É também importante contar com dimensões adicionais para uma análise mais completa. Portanto, deve-se ser continua à procura de novos dados que visem melhorar os indicadores utilizados para medir cada uma das dimensões, e assim mensurar qual tem mais impacto na pobreza multidimensional cearense.

REFERÊNCIAS

ALKIRE, S.; FOSTER, J. **Counting and Multidimensional Poverty**. In Von Braun J. (Ed.) *The Poorest and Hungry: Assessment, Analysis and Actions*. Washington D.C.: International Food Policy Research Institute, 2009.

ANAND, S.; SEN, A. Concepts of Human Development and Poverty: a multidimensional perspective. **Human Development Papers**. New York: UNDP, 1997.

ARAUJO, J.A.; MORAIS, S.G.; CRUZ, M.S. Estudo da pobreza multidimensional no Estado do Ceará. **Revista Ciências Administrativas**, v. 19, n. 1, 2013.

ARAUJO, J. A.; TABOSA, F. J. S; MORAIS, G. A. S. Pobreza Multidimensional no Nordeste do Brasil. In: XI Encontro Nacional da ENABER, 2013, Foz do Iguaçu. **Anais... XI Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, 2013.

BARROS, R.P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. **Pobreza multidimensional no Brasil**. Texto para discussão n. 1227. Rio de Janeiro: IPEA, out., 2006. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td_1227.pdf>. Acesso em: 23 Mar. 2014.

BOURGUIGNON, F; CHAKRVART S. The Measurement of Multidimensional Poverty. **The Journal of Economic Inequality**, v.1, p. 25-49, 2003.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**. São Paulo. v.52, n.3, p.761-766, maio 1984.

IETS – Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade. Disponível em: < <http://www.iets.org.br/dado/pobreza-e-indigencia>>. Acesso em: 10 de Mar. 2014.

IPECE – Instituto de Pesquisa e Estratégias Econômicas do Ceará.

Disponível em: < <http://www.ipece.ce.gov.br/> >. Acesso em: 06 de Set. 2014.

LACERDA, F.C.C. **A pobreza na Bahia sob o prisma multidimensional: uma análise baseada na abordagem das necessidades básicas e na abordagem das capacitações**. 210 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2009.

KUKLYS, W. Amartya Sen's capability approach: theoretical insights and empirical applications New York: **Springer Berlin Heidelberg**, 2005.

MAASOUMI, E.; LUGO, M. The information basis of multivariate poverty assessments. **Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement**. Nank Kakwani e Jacques Silver (ed.). Nueva York, Palgrave Macmillan, 2008.

MIDEROS, A. M. Ecuador: Definición y medición multidimensional de la pobreza, 2006-2010, **Revista de la CEPAL**, n°108, p. 51-70, 2012.

OLIVEIRA, J. L. **Uma análise multidimensional da pobreza no Ceará**. In: Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto. (Org.). Economia Ceará em Debate. 1^a ed. Fortaleza: IPECE, 2013, v. 1, p. 248-264, 2012.

OTTONELLI, J. **Pobreza Multidimensional na Região Nordeste: Uma aplicação da Teoria dos Conjuntos Fuzzy (em 2010)**. 127f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal do Rio Grande do Norte – UFRN. Natal, RN, 2013.

ROCHA, S. **Alguns Aspectos Relativos a Evolucao 2003-2004 da Pobreza e da Indigencia no Brasil**. Rio de Janeiro: IETS, jan., 2006. Disponível em: < http://www.direito.usp.br/faculdade/eventos/evolucao_pobreza.pdf >. Acesso em: 23 Mar. 2014.

SALAMA, P.; DESTREMAU, B. O Tamanho da Pobreza: economia política da distribuição de renda. Rio de Janeiro: **Garamound**. 1999.

SEN, A. K. **Capability and Well-Being**. In: SEN, A. and NUSSBAUM, M. Eds. *The Quality of Life*. Oxford: Clarendon Press. Pag. 30-55, 1993.

_____. **Poverty in the human development perspective: concept and measurement**. In: *Human Development Report*. Pag. 15-23, 1997.

_____. **Desenvolvimento como liberdades**. São Paulo: Companhia das letras, 2000.

SILVA, A. M. R. **Um estudo sobre a pobreza multidimensional na Região Nordeste do Brasil**. 192 f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2009.

SILVA, M. C. P.; BARROS, R. P. *Pobreza Multidimensional no Brasil*. **Anais...** XXXIV Encontro Nacional de Economia 141, ANPEC – Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2006.

SILVA, A. M. R.; NEDER, H. D. **Abordagem das capacitações: um estudo empírico sobre pobreza multidimensional no Brasil**. III Conferência Latino Americana e caribenha sobre Abordagem das Capacitações e Desenvolvimento Humano, Porto Alegre, 2010.

STEWART, Frances. *Basic Needs Approach*. In: CLARK, David (org.). **The Elgar Companion to Development Studies**. Cheltenham. UK: Edward Elgar Pressing, cap. 5, 2006.

THORBECKE, E. **Multidimensional Poverty: Conceptual and Measurement Issues: Many Dimensions of Poverty**, p.3-19, 2008.

TSUI, K. *Multidimensional poverty indices*. **Social Chouce and Welfarem**, vol. 19, N° 19. Spring, 2002.

O REGIME DE CHUVAS E A MORTALIDADE INFANTIL NO ESTADO DO CEARÁ: UMA ANÁLISE ESPACIAL PARA O PERÍODO 1991-2010

Victor Hugo de Oliveira*

Cleyber Nascimento de Medeiros**

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi analisar a associação espacial da taxa de mortalidade infantil (TMI) com a precipitação pluviométrica dos municípios cearenses em 1991, 2000 e 2010. Para esse fim, empregaram-se técnicas de análise exploratória de dados espaciais e modelos econométricos espaciais em painel. Dentre os resultados obtidos, podem-se destacar três: 1) existem grandes disparidades municipais relacionadas à TMI; 2) há uma dependência espacial positiva no tocante a mortalidade infantil, isto é, municípios com altas taxas de TMI são vizinhos a municípios com altos valores desse índice e vice-versa; 3) os modelos econométricos evidenciaram uma relação negativa entre a mortalidade infantil e a precipitação média nos municípios cearenses. De fato, um aumento dos meses de escassez severa de chuvas em um intervalo de três anos eleva a mortalidade infantil municipal e de sua vizinhança. Em direção oposta, a elevação dos meses de disponibilidade moderada ou elevada de chuvas reduz a TMI nos municípios. Há evidências também que atesta a presença de efeitos indiretos da precipitação média municipal, pois o seu incremento

* Doutor em Economia (Universidad de Alicante - Espanha). Professor da Universidade de Fortaleza - Unifor. Analista de Políticas Públicas do IPECE.

** Doutor em Geografia (Universidade Estadual do Ceará - UECE). Analista de Políticas Públicas do IPECE.

de chuvas reduz a TMI nos municípios. Há evidências também que atesta a presença de efeitos indiretos da precipitação média municipal, pois o seu incremento resulta na redução da mortalidade infantil dos municípios vizinhos. Portanto, o presente estudo sugere que regiões do Estado do Ceará com escassez elevada de chuvas são mais vulneráveis no que diz respeito à saúde infantil, o que demanda políticas públicas focadas na ampliação do acesso da população à água potável.

Palavras-chave: Ceará, regime pluviométrico, taxa de mortalidade infantil, dependência espacial.

ABSTRACT

This paper aims to provide evidence about the spatial association between child health, proxied by the child mortality rate, and rainfall pattern of the municipalities of the State of Ceará in 1991, 2000 e 2010. For this analysis, two techniques were used: exploratory spatial data analysis and parametric estimation applied to spatial panel data. Three results can be highlighted from this study: 1) still there are high disparities of child mortality rate among municipalities in the State of Ceará; 2) there is positive spatial dependence relatively to the child mortality rate, i.e., municipalities with high child mortality rate have neighbors with high child mortality rate, and vice-versa; 3) there is a negative association between child mortality rate and the average rainfall of the municipalities in the State of Ceará. Indeed, rising the proportion of months of severe droughts in the period of 3 years increases the mortality rate of children in the municipalities. On the other hand, an increase in the proportion of months with moderate of high rainfalls decreases the child mortality rate in the municipalities. There is also evidence of spillover effects of the rainfall in a municipality, once its increasing implies a drop in the child mortality or the neighbors. Therefore, the study suggests that regions in the State of Ceará characterized by a large deficit of rainfall shows a higher vulnerability relative toa child health, requiring public policies focused on the population access to drinking water.

Key-words: Ceará, rainfall pattern, child mortality rate, spatial dependence.

1 INTRODUÇÃO

Em 2013, mais de 6 milhões de crianças morreram antes de completar o quinto ano de vida em todo o mundo, segundo a Organização Mundial da Saúde (OMS).¹ Garantir a saúde das futuras gerações se tornou um desafio global de países pobres e em vias de desenvolvimento a partir da assinatura do acordo relativo aos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) em 2000.

O Brasil, um dos mais populosos países em desenvolvimento, comprometido com os ODM's, diminuiu a taxa de mortalidade infantil para crianças com até de 5 anos de idade em 73% (de 58‰ para 15,6‰) entre os anos de 1990 e 2011, tornando-se um dos primeiros países a cumprir a meta de redução em mais de dois terços do valor do indicador até 2015.²

A desnutrição e a exposição a doenças infectocontagiosas são as principais causas de morte de crianças com até cinco anos (CUTLER et al., 2006). No Brasil, a prevalência de crianças com a altura estandardizada pela idade caiu de 37% em 1974/75 para 7% em 2006/07. Vale mencionar que a evolução da saúde infantil no país passa atualmente pelas mudanças demográficas e socioeconômicas vividas pela população ao longo das décadas (VICTORA et al., 2011).

Neste sentido, Alves e Belluzzo (2004) apresentam evidências de que o aumento do saneamento, da educação e da renda *per capita* contribuiu para o declínio da mortalidade infantil no país ao curto e longo prazo. Gamper-Rabindran et al. (2010) mostram que a provisão de água canalizada cooperaram para a redução da mortalidade infantil, especialmente em comunidades onde a mortalidade é elevada.

Políticas públicas também têm contribuído para a queda da

¹ <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs178/en/>

² <http://www.kas.de/wf/doc/9942-1442-2-30.pdf>

mortalidade infantil no Brasil. Em particular, a estratégia de atenção básica às famílias implementada através do Programa Saúde da Família (PSF) ajudou a reduzir a mortalidade infantil na faixa etária de 5 anos de idade bem como colaborou para queda na taxa de fecundidade nas regiões beneficiadas pelo programa (ROCHA e SOARES, 2012).

Mais recentemente, Rosella et al. (2013) apresentam evidências da contribuição do programa de transferência de renda Bolsa Família para a queda da mortalidade infantil. Os autores mostram que o programa ajudou a prevenir mortes causadas por má nutrição, diarreia e doenças respiratórias. Uma das razões que suportam tais resultados é o fato de que ambos os programas têm como público alvo as famílias pobres.

Mesmo diante de todas as evidências apontando diversos mecanismos pelos quais a mortalidade infantil tem caído no Brasil, algumas unidades da federação ainda apresentam dificuldades em alcançar padrões satisfatórios em relação à saúde das crianças. Esse é o caso dos estados na região Nordeste, em especial o Ceará, que ainda possui valores da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) considerados elevados, ainda que tenha experimentado uma redução de 75% entre os anos de 1991 e 2010 (de 82,7‰ para 20,8‰).

Um exemplo disso é o fato de que 80% dos municípios cearenses ainda figuram no terço superior da distribuição da mortalidade infantil entre todos os municípios do país em 2010, segundo o Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil (PNUD, 2013).

As condições climáticas as quais a população está imersa, sobretudo na região do semiárido, destacam-se como potencial fator adicional que pode contribuir com o padrão de elevadas taxas de mortalidade infantil para os municípios cearenses. Mudanças severas sobre a temperatura e o regime de chuvas podem afetar sensivelmente a produção agrícola e, potencialmente, o consumo, bem como elevar a prevalência de certos tipos de doenças e enfermidades capazes de levar ao óbito de crianças (SKOUFIAS e VINHA, 2012).

Rocha e Soares (2012) mostram que choques negativos no regime de chuvas no semiárido nordestino durante o período gestacional estão associados ao baixo peso ao nascer, à prevalência de crianças prematuras, e à mortalidade infantil para crianças menores de um ano de idade.

Em particular, quase a totalidade dos municípios cearenses pertence à região semiárida do Nordeste, caracterizada por um baixo regime pluviométrico³. Portanto, o presente estudo busca analisar como o regime pluviométrico se relaciona com a mortalidade infantil nos municípios cearenses levando-se em consideração os potenciais fatores espaciais não observáveis capazes de enviesar estimativas provenientes de modelo clássico de painel de dados.

Os resultados empíricos apontam para a presença de autocorrelação espacial positiva para a TMI segundo o índice de Moran global, sugerindo a existência de fatores espaciais comuns entre o município e seus respectivos vizinhos.

As evidências indicam também a presença de dependência espacial entre a mortalidade infantil e a precipitação pluviométrica média municipal. A partir de tais resultados estimou-se o modelo de painel de dados com efeitos fixos avaliando a presença de autocorrelação espacial da variável dependente e dos erros. As estimativas revelaram uma associação negativa entre precipitação média e a mortalidade infantil dos municípios, sendo essa associação ainda mais forte entre a precipitação média do município e a mortalidade infantil dos seus vizinhos.

O presente trabalho está organizado nas seguintes seções. A primeira corresponde a Introdução. A Seção 2 exhibe a base de dados utilizada no estudo. A Seção 3 descreve a estratégia empírica. A Seção 4 traz os resultados. Finalmente, a Seção 5 mostra as conclusões da pesquisa.

³ O semiárido é uma região de elevadas temperaturas onde o regime pluvial é bastante irregular e, algumas vezes, há longos períodos secos e chuvas ocasionais concentradas em poucos meses do ano. Em tal região observa-se um grande déficit hídrico, uma vez que a quantidade de chuva é menor do que a água que evapora da superfície.

2 BASE DE DADOS

2.1 Dados de Precipitação

Para a construção das variáveis de precipitação utilizou-se a base de dados “Terrestrial Precipitation: 1900-2010 Gridded Monthly Time Series (Version 3.02)” documentada por Kenji Matsuura e Cort J. Willmott da Universidade de Delaware, Estados Unidos. A respectiva base de dados fornece a precipitação pluviométrica para uma grade de latitude e longitude de 0,5 x 0,5 graus, ou 56 x 56 quilômetros. Essa mesma base de dados foi utilizada por Rocha e Soares (2012).

Para obter-se a precipitação mensal histórica de um município calculou-se a média ponderada pelo inverso da distância dos pontos de latitude e longitude mais próximos, considerando o centróide do município em cada mês, entre 1940 e 2010.

A Figura 1 ilustra a disponibilidade dos dados pluviométricos e o centróide dos municípios cearenses para uma dada área do estado do Ceará. Nota-se que em alguns dos quadrantes há mais de um município como é o caso das áreas A (Boa Viagem e Quixeramobim), C (Ibicuitinga e Morada Nova) e D (Senador Pompeu e Mombaça), o que justifica a ponderação sugerida.

Utilizando a referida fonte de dados foi possível calcular uma média mensal histórica da precipitação no estado do Ceará, que é de aproximadamente 67 mm com um desvio-padrão de 81 mm.

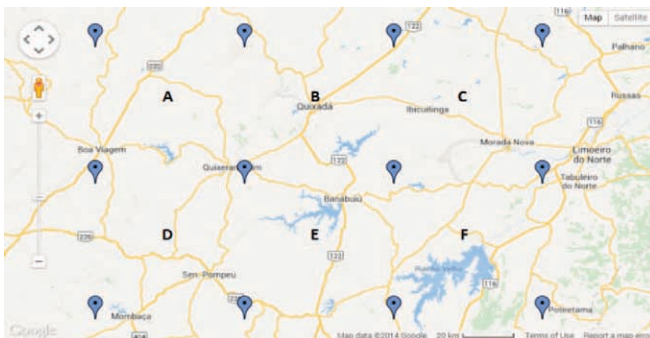


Figura 1 - Pontos de Precipitação Pluviométrica.

Fonte: Mapa produzido pelos autores com base em Matsuura e Willmott (2012).

A Figura 2(a) mostra o padrão histórico mensal do regime de precipitações no Ceará, onde as chuvas se concentram em poucos meses do ano. A Figura 2(b) exibe o comportamento da precipitação média mensal no Ceará entre 1940 e 2010, enquanto a Figura 2(c) apresenta o ciclo da precipitação mensal e os meses em que há escassez severa ou elevada disponibilidade de chuvas. Valores positivos significam volume de chuvas acima da média histórica mensal.

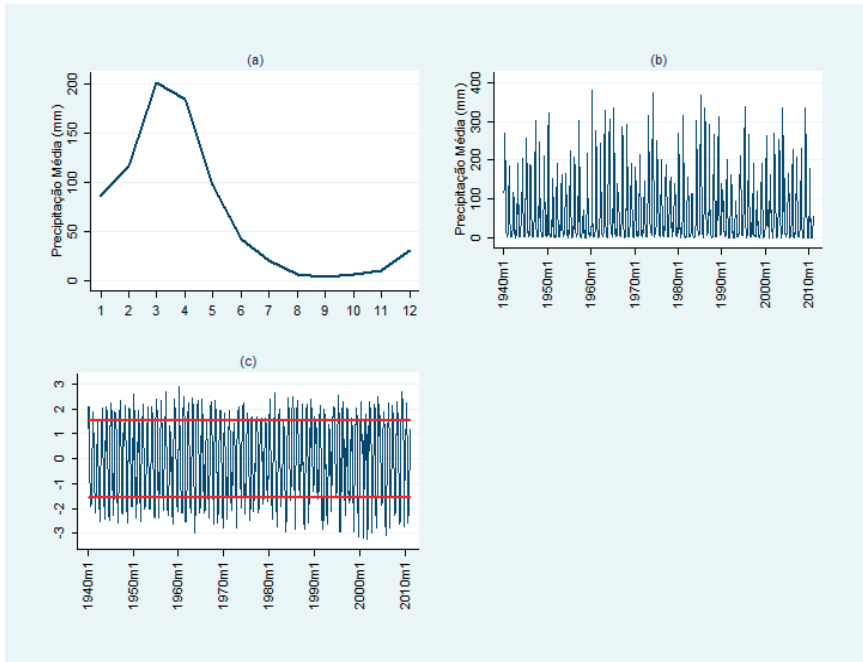


Figura 2 - Precipitação Mensal Média e Ciclo da Precipitação Mensal Média do Ceará

Fonte: Elaborado pelos autores.

A partir da média mensal da precipitação municipal entre 1940 e 2010 foram construídas algumas variáveis adicionais importantes para o referido estudo. O primeiro grupo de variáveis baseia-se no ciclo do logaritmo natural da pluviometria mensal após aplicar o filtro de Hodrick-Prescott com o parâmetro de suavização

$\lambda = 129.600$. Em seguida, realizou-se uma classificação dos meses levando-se em consideração o desvio-padrão dos ciclos de pluviometria na série temporal avaliada.

Tomando-se como referência os anos censitários de 1991, 2000 e 2010, foi possível calcular a proporção de meses com escassez severa, moderada ou baixa de chuvas, bem como a proporção de meses com elevada, moderada e baixa disponibilidade de chuvas para um dado período (Quadro 1).

Esse período pode ser de 12 meses referente ao ano censitário, ou estendido para anos anteriores ao ano censitário (1991, 2000 e 2010). Por exemplo, calculou-se tais proporções para um período de 3 anos (ou 36 meses) retrocedendo ao ano censitário. Essa medida é importante para o estudo, pois ela reflete com mais clareza potenciais episódios extremos na flutuação pluviométrica de cada município.

Quadro 1 - Classificação dos Meses quanto ao Regime Pluviométrico⁴

Padrão de Chuvas	Intervalos
Regime elevado	$CMP_{imt} > SD(CMP)_i$
Regime moderado	$SD(CMP)_i/2 < CMP_{imt} \leq SD(CMP)_i$
Regime baixo	$0 < CMP_{imt} \leq SD(CMP)_i/2$
Escassez baixa	$-SD(CMP)_i/2 < CMP_{imt} \leq 0$
Escassez moderada	$-SD(CMP)_i < CMP_{imt} \leq -SD(CMP)_i/2$
Escassez severa	$CMP_{imt} < -SD(CMP)_i$

Fonte: Elaborado pelos autores. Nota: CMP_{imt} é o ciclo do logaritmo natural da precipitação pluviométrica do município i no mês m no ano t , enquanto $SD(CMP)_i$ é o desvio-padrão do município i referente ao ciclo da precipitação mensal.

O início das décadas de 1980 e 1990 são marcados por períodos de fortes estiagens que duraram ao menos quatro anos. Os anos do decênio de 2000 também apresentam períodos de baixa pluviometria, especificamente os anos de 2005 a 2008, mas não tão intensos quanto

⁴ A classificação descrita no Quadro 1 não possui a pretensão de substituir metodologias já utilizadas na literatura internacional sobre regimes pluviométricos, mas pretende prover variáveis adicionais para se testar diferentes especificações econométricas.

os períodos de baixa pluviometria nas décadas anteriores. O ano de 2010 indica um início de década com escassez de chuvas. A Figura 3 mostra o comportamento da flutuação das chuvas no Ceará entre 1980 e 2010.

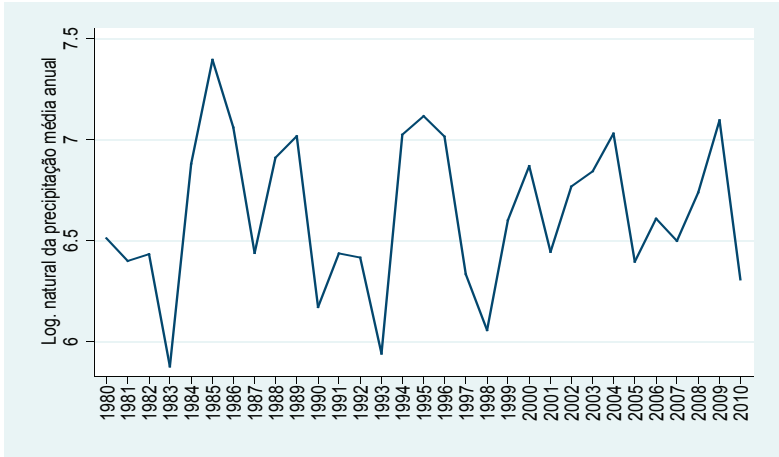


Figura 3: Logaritmo natural da precipitação média anual no estado do Ceará

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 1 exhibe a média e o desvio-padrão (DP) das variáveis de precipitação. No painel (A), percebe-se que aproximadamente 37% e 32% dos meses nos anos censitários de 1991 e 2010 foram de escassez severa de chuvas. Em 2000, esse percentual foi de 16,8%. Em um período de três anos prévios ao ano censitário, verifica-se que a proporção de meses com escassez moderada ou severa é inferior à proporção de meses com regime moderado ou elevado de chuvas.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das precipitações municipais no estado do Ceará

	1991		2000		2010	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP
(A) Ano censitário						
Precipitação	623,68	151,88	960,98	200,82	547,51	152,18
Componente cíclico	-0,19	0,13	0,24	0,12	-0,37	0,15
% meses com:						
Regime elevado	18,61	6,49	21,56	6,59	17,71	4,93
Regime moderado	20,65	7,29	35,46	11,99	28,22	8,96
Regime baixo	5,75	6,56	17,21	13,37	10,33	8,07
Escassez baixa	6,25	5,53	6,79	7,44	4,57	6,45
Escassez moderada	11,55	7,07	2,13	4,04	6,84	6,25
Escassez severa	37,18	6,96	16,85	3,99	32,34	6,08
(B) Período de 3 anos						
Precipitação	738,46	146,02	707,16	139,40	865,35	168,56
Componente cíclico	-0,09	0,09	-0,13	0,03	0,05	0,04
% meses com:						
Regime elevado	18,30	4,37	19,01	5,35	28,96	4,60
Regime moderado	21,32	5,71	24,46	6,39	20,08	6,71
Regime baixo	11,28	4,00	11,94	5,87	12,29	4,31
Escassez baixa	13,39	6,71	9,71	5,15	6,66	3,35
Escassez moderada	14,52	5,82	10,75	4,92	5,87	4,32
Escassez severa	21,20	4,76	24,14	3,82	26,15	4,36

Fonte: Calculado pelos autores.

2.2 Mortalidade Infantil e Variáveis Socioeconômicas

A redução da mortalidade infantil no Ceará foi acompanhada por mudanças socioeconômicas e demográficas relevantes entre os anos de 1991 a 2010. Na Tabela 2 observa-se um crescimento da renda domiciliar *per capita* de 136%, enquanto a distribuição da renda praticamente não variou no período.

Enquanto isto, a taxa de fecundidade total caiu pela metade, sendo que a proporção da população adulta com ensino médio completo quadruplicou em duas décadas. Por outro lado, houve um aumento da incidência de gravidez precoce nos municípios cearenses. A proporção de mulheres entre 15 e 17 anos com filhos era de 5% em 1991, passando para 7,1% em 2010. Entre as mulheres de 10 a 14 anos, 0,2% possuíam filhos em 1991, e 0,43% tinham filhos em 2010.

Os dados mostram também que, em média, a população municipal viver mais em áreas urbanas. Em 1991, a taxa de urbanização média dos municípios que era de 42,6% passou para 56,4% em 2010. Também, observou-se um maior acesso da população dos municípios à água encanada. Enquanto em 1991 aproximadamente 20,1% da população possuía acesso à água encanada, esse percentual aumentou para 76,1% em 2010.

A proporção da população com acesso à coleta regular de lixo também cresceu no período em análise, saindo de 36,2% em 1991 para 90% em 2010. Finalmente, observou-se uma melhora nas condições de moradia da população, onde a proporção de pessoas vivendo em domicílios com mais de 2 pessoas por dormitório caiu de 59% em 1991 para 35% em 2010.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas das variáveis estudadas

Variáveis Explicativas	1991	2000	2010
Log natural da renda domiciliar <i>per capita</i>	4,677 (0,312)	5,053 (0,282)	5,560 (0,233)
Índice de Gini	0,525 (0,064)	0,590 (0,050)	0,528 (0,046)
Taxa de fecundidade total	4,593 (0,901)	3,373 (0,587)	2,277 (0,303)
% de adultos (\geq 25 anos) com ensino médio completo	5,090 (4,164)	8,534 (4,542)	22,236 (6,646)
% de mulheres de 15 a 17 anos com filhos	5,477 (3,392)	9,024 (3,764)	7,135 (2,710)
% de mulheres de 10 a 14 anos com filhos	0,206 (0,483)	0,424 (0,572)	0,428 (0,515)
% de pessoas vivendo em áreas urbanas	42,621 (18,071)	51,069 (16,753)	56,384 (15,682)
% de pessoas com acesso à água encanada	20,071 (14,069)	39,682 (15,410)	76,106 (12,473)
% de domicílios com acesso à coleta de lixo	36,221 (22,176)	67,177 (17,780)	89,899 (7,745)
% da população em domicílios com densidade por dormitório acima de 2	58,674 (6,421)	48,283 (6,409)	34,863 (6,053)

Fonte: Calculado pelos autores. Desvio-padrão entre parênteses.

3 METODOLOGIA

3.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Apresenta-se a seguir, sucintamente, os aspectos metodológicos da AEDE e do modelo econométrico espacial para dados em painel. Segundo Almeida (2012), uma variável relativa a um determinado município pode sofrer influências significativas de certos fatores em municípios que são geograficamente vizinhos, justificando-se, dessa forma, a utilização de análise exploratória de dados espaciais neste trabalho.

3.1.1 Matriz de Contiguidade ou Peso Espacial

A AEDE observa evidências sobre a existência de padrões globais e/ou locais de associação espacial para um determinado indicador, no caso em questão a taxa de mortalidade infantil para crianças com até 5 cinco anos de idade.

Para tanto, deve-se impor um arranjo que permita estimar coeficientes que meçam o grau de interação entre as unidades espaciais (no caso, os municípios cearenses). Isso consiste em criar uma matriz binária de pesos espaciais (W), cujo conceito é baseado na contigüidade. Desse modo, formulou-se a matriz W , considerando que dois municípios são vizinhos caso eles compartilhem de uma fronteira em comum. Quando isto ocorre, atribui-se o valor 1 (um) na matriz, caso contrário, atribui-se o valor 0 (zero).

Segundo Almeida, Perobelli e Ferreira (2008), no estudo de vários fenômenos socioeconômicos regiões vizinhas possuem uma interação mais forte entre si do que regiões que não possuem fronteira em comum. Nessas situações, são utilizadas as matrizes definidas pelo princípio de contigüidade tipo Queen (Rainha) ou Rook (Torre).

A matriz Queen considera vizinhos dois municípios que detenham fronteiras comuns, analisando os vértices do polígono (arquivo shapefile georreferenciado). Já a matriz Rook considera

vizinha apenas às regiões que tenham fronteira (lados) em comum (HADDAD e NEDOVIC–BUDIC, 2006).

3.1.2 Autocorrelação Espacial Global

Os indicadores de autocorrelação espacial global medem a associação de uma variável para a região como um todo, caracterizando-a de modo geral. Para tanto, recorreu-se ao teste estatístico I de Moran Global, o qual possui como hipótese nula a existência de uma distribuição aleatória da variável de estudo, sendo a hipótese alternativa o contrário.

Essa estatística sintetiza num único indicador o esquema geral de dependência espacial, variando de -1 a +1, implicando que quanto mais próximo de +1 maior a autocorrelação espacial positiva e quanto mais próximo de -1 mais forte é a dependência espacial negativa. Conforme Anselin (1995), o índice de I de Moran Global pode ser definido pela fórmula abaixo:

$$I = \frac{n}{\sum_i^n (y_i - \bar{y})^2} \frac{\sum_i^n \sum_j^n \omega_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i^n \sum_j^n \omega_{ij}} \quad (1)$$

onde ω_{ij} é o elemento da matriz de contiguidade ou vizinhança ω , y_i é a taxa de mortalidade infantil do município i , y_j é a taxa de mortalidade infantil do município j , \bar{y} é a média amostral, e n é o número de municípios, no total de 184 observações.

O coeficiente de I de Moran foi estimado para as matrizes de vizinhança ω do tipo Queen e Rook, testando $k = 1$, $k = 2$, $k = 3$, ou seja, para o vizinho mais próximo, dois e três vizinhos mais próximos. O melhor resultado foi o da matriz de vizinhança tipo Queen com $k = 1$, que obteve o maior valor do índice.

Todas as matrizes foram normalizadas de modo que a soma dos elementos de cada uma de suas linhas seja igual a 1. A significância das estatísticas foi obtida por meio de técnicas de randomização, utilizando 999 permutações.

3.1.3 Autocorrelação Espacial Local

A diferença entre os indicadores de autocorrelação global e local é que os primeiros possuem uma única medida de associação espacial para a área total, enquanto os indicadores locais fornecem um valor para cada subárea possibilitando identificar *clusters* de objetos (municípios) com características semelhantes ou discrepantes. Conforme Anselin (2005), o índice Moran Local (I_i) pode ser definido pela fórmula a seguir:

$$I_i = n \frac{z_i \sum_j^n \omega_{ij} z_j}{\sum_j^n z_j^2} \quad (2)$$

Sendo $z_i = (y_i - \bar{y})$ e $z_j = (y_j - \bar{y})$, onde ω_{ij} é o elemento da matriz de contiguidade ou vizinhança ω , y_i é a taxa de mortalidade infantil do município i , y_j é a taxa de mortalidade infantil do município j , \bar{y} é a média amostral, e n é o número de municípios, no total de 184 observações.

Da mesma forma que para o índice de Moran Global, o índice Moran Local (I_i) foi estimado para as matrizes de vizinhança ω do tipo Queen e Rook, testando $k = 1$, $k = 2$, $k = 3$, ou seja, para o vizinho mais próximo, dois e três vizinhos mais próximos. Novamente, o melhor resultado considerado foi o da matriz de vizinhança tipo *Queen* com $k=1$. A significância estatística foi obtida por randomização utilizando 999 permutações, operacionalizado no programa Geoda 1.4[®].

De acordo com Anselin (1995), o coeficiente I de Moran Local faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição de cada observação em quatro categorias, sendo que cada uma individualmente corresponde a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran.

O citado diagrama representa o coeficiente de regressão, sendo verificado pela inclinação da curva de regressão. Por intermédio do mesmo, pode-se visualizar a divisão dos dados em quatro quadrantes,

conforme o Quadro 2.

Quadro 2 - Representação da associação espacial por quadrantes

QBA - Baixo-Alto	QAA - Alto-Alto
QBB - Baixo-Baixo	QAB - Alto-Baixo

Fonte: Almeida (2012). Elaboração dos autores.

No quadrante QAA encontram-se os dados com distribuição Alto-Alto, ou seja, municípios com altas taxas de mortalidade infantil vizinhos a municípios com elevados índices. O quadrante QBB apresenta os dados com repartição Baixo-Baixo, isto é, municípios com baixas taxas de mortalidade infantil rodeados de municípios com taxas equivalentes. No quadrante QBA localizam-se os dados com repartição Baixo-Alto, ou seja, municípios com baixos índices de mortalidade infantil cercados de municípios com altas taxas. Por fim, o quadrante QAB possibilita detectarem-se os dados com distribuição Alto-Baixo, isto é, municípios com altas taxas de mortalidade infantil rodeados de municípios com reduzidos índices.

Ressalta-se que a autocorrelação espacial local pode ser avaliada para uma única variável (univariada) ou ser analisada para um conjunto de variáveis (multivariada). Neste estudo, também se empreendeu a autocorrelação espacial local bivariada, com o intuito de medir a influência da precipitação pluviométrica na taxa de mortalidade infantil dos municípios cearenses.

De acordo com Anselin (2005), essa estatística dá uma indicação do grau de associação linear (positiva ou negativa) entre o valor para uma variável em uma dada locação i (municípios) e a média de outra variável nas locações vizinhas.

A hipótese a ser validada é a de que a taxa de mortalidade infantil de um determinado município pode sofrer influência positiva ou negativa da precipitação pluviométrica média ocorrida em municípios vizinhos.

3.2 Abordagem Econométrica

A estratégia econométrica adotada para a sequência da análise é a de painel de dados levando em consideração a dependência espacial entre as unidades de cada “cross-section”, neste caso, os municípios. Essa abordagem é adequada quando as observações são coletadas de pontos ou regiões localizados no espaço geográfico tais como renda, emprego, população, etc (LESAGE, 2008). No referido estudo a variável de interesse é a precipitação pluviométrica coletada a partir de pontos de latitude e longitude os quais foram utilizados para o cálculo da média de precipitação pluviométrica municipal, como descrito na Subseção 2.1.

O modelo espacial com dados em formato de painel considera os 184 municípios cearenses e os anos censitários de 1991, 2000 e 2010. A especificação adotada é uma versão aninhada entre os modelos de defasagem espacial (Spatial Autoregressive Model – SAR) e de autocorrelação espacial dos erros (Spatial Error Model – SEM). Ambas os modelos são discutidos por LeSage e Peace (2009) e Enhrost (2011). A especificação é descrita pelas seguintes expressões:

$$y_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^{184} \omega_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K x_{k,it} \beta_k + \mu_i + \gamma_t + v_{it} \quad (3a)$$

$$v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{184} \omega_{ij} v_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (3b)$$

Onde os β 's capturam os efeitos das variáveis explicativas sobre a mortalidade infantil do município i no ano t . Note também que μ_i são os efeitos fixos municipais e γ_t são os efeitos fixos do tempo.

Os parâmetros espaciais são ρ e λ , que medem respectivamente a autoregressividade da mortalidade infantil e a autocorrelação espacial dos erros. Vale salientar que v_{it} e ε_{it} são termos aleatórios assumidos independentes (entre si) e identicamente distribuídos $\forall (i, t)$. Os elementos ω_{ij} são pesos provenientes da matriz espacial W de ordem 184×184 .

Quando o parâmetro $\rho = 0$, a especificação envolvendo (3a)

e (3b) se reduz ao modelo de autocorrelação espacial dos erros, ou modelo com erro espacial (SEM). Entretanto, se $\lambda = 0$, o modelo envolvendo (3a) e (3b) se reduz a especificação de defasagem espacial (SAR). Portanto, a estrutura (3a) e (3b) é uma forma flexível aos modelos de erro e defasagem espacial.

O parâmetro ρ captura interações endógenas que são tipicamente consideradas como a especificação formal para o resultado de equilíbrio espacial ou processo de interações sociais na qual o valor da taxa de mortalidade do município t é conjuntamente determinado com a taxa de mortalidade de seus vizinhos. Um exemplo disso são as possíveis interações entre governos locais para garantir o abastecimento de água em uma região, ou para obter infraestrutura de saúde para atender a população local.

A autocorrelação espacial dos erros é consistente com situações em que determinantes não observáveis da mortalidade infantil são espacialmente correlacionados. A ocorrência de choques exógenos não observáveis, mas que seguem um padrão espacial de distribuição, também motiva a utilização de modelos capazes de controlar tal correlação dos erros. Este é o caso, por exemplo, de ocorrência de desastres climáticos como chuvas torrenciais e inundações, estiagens ou secas, etc. Tais situações estão diretamente relacionadas aos casos extremos da flutuação da precipitação municipal, como discutido na subseção 2.1.

Outro aspecto relevante da especificação adotada é a possibilidade de estimar efeitos indiretos, ou de transbordamento (*spillover effects*), das variáveis explicativas do modelo. Em outras palavras, as especificações (3a) e (3b) permitem estimar quais os efeitos de transbordamento da precipitação sobre a mortalidade infantil dos municípios vizinhos. Esse efeito é obtido pela diferença entre o efeito total e o efeito direto. Em termos práticos, o efeito direto são os coeficientes da diagonal principal da matriz $(I - \rho W)^{-1} \beta_k$, enquanto o efeito indireto são os elementos fora da diagonal principal da referida matriz.

Intuitivamente, o efeito direto mede o impacto médio da precipitação do município i sobre a mortalidade infantil do município i . Esse efeito leva em consideração as características de *feedback*, ou seja, efeitos que passam para os municípios vizinhos e voltam para o próprio município (ex. $1 \rightarrow 2 \rightarrow 1$, ou $1 \rightarrow 2 \rightarrow 3 \rightarrow 4 \rightarrow 1$). Já o efeito total mede o impacto médio da precipitação do município i sobre a mortalidade infantil do município i e de seus vizinhos. De maneira residual, o efeito indireto mede o impacto médio da precipitação do município i sobre a mortalidade infantil dos municípios vizinhos ao município i (LESAGE, 2008; LESAGE e PEACE, 2009; ENHORST, 2011).

4 RESULTADOS

4.1 Resultados da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

A taxa de mortalidade infantil é utilizada na análise de políticas públicas aplicadas ao campo da saúde como um indicador que possibilita mensurar as condições de bem-estar de uma população. Este indicador pode ser interpretado como uma estimativa da probabilidade de não sobrevivência do indivíduo do primeiro ao quinto (no caso desse estudo) ano de vida, isto é, ele corresponde ao número de crianças que não deverão sobreviver até o quinto ano de vida em cada 1.000 nascidas vivas.

Neste contexto, o Quadro 3 mostra as estatísticas descritivas para a taxa de mortalidade infantil de crianças com até 5 anos de idade concernente aos anos de 1991, 2000 e 2010, tendo como unidade de observação os municípios cearenses. Verifica-se uma evolução do indicador no período estudado, uma vez que a média reduziu-se significativamente, passando de 92,09 óbitos por mil nascidos vivos em 1991 para 60,52 no ano 2000 e 26,54 em 2010, expressando uma diminuição de 71,18% no intervalo temporal de 1991 a 2010.

Quadro 3 - Estatísticas descritivas para a taxa de mortalidade infantil de crianças com até 5 anos de idade dos municípios cearenses - 1991, 2000 e 2010

Ano	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-Padrão
1991	92,09	62,32	128,48	139,04
2000	60,52	35,04	88,79	141,90
2010	26,54	14,64	36,94	144,72

Fonte dos dados: PNUD (2013). Elaboração dos autores.

Conforme Medeiros et al. (2014), a significativa diminuição da taxa de mortalidade infantil no último decênio pode ser atribuída em parte a redução do número de filhos por família, assim como à introdução de algumas políticas públicas de extrema relevância, como, por exemplo, o maior acesso às campanhas de imunização, a diminuição da exposição às doenças parasitárias e infectocontagiosas a partir da melhoria das condições de saneamento básico, bem como o fortalecimento de políticas de atenção básica com foco em visitas domiciliares, tal qual o programa Saúde da Família. Políticas de assistência à família, como o programa Bolsa Família, também podem ter contribuído para a manutenção da queda da mortalidade infantil no Ceará, que ainda é um dos estados mais pobres do Brasil.

Não obstante, quando estudados os índices em nível municipal constata-se que apesar do arrefecimento do indicador para o Estado como um todo, as cidades que possuíam as maiores taxas de mortalidade infantil em 1991 continuaram, em sua maioria, sendo as mesmas nos anos de 2000 e 2010, conforme pode ser visualizado na Figura 4.

Observando os mapas constantes na mencionada figura, visualizam-se alguns possíveis agrupamentos de municípios com baixas taxas de mortalidade infantil (situados no 1º quartil da distribuição de dados), localizados principalmente na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF), Litoral Leste e no Cariri. Verificam-se também grupos de cidades com altos índices de óbitos de crianças com até 5 anos de idade (3º e 4º quartis),

encontrados, sobretudo, nas regiões do Litoral Oeste, Sertão Central e Sertão dos Inhamuns.

Assim, o exame subjetivo dos referidos mapas sugerem que a distribuição da taxa de mortalidade infantil não é aleatória para os municípios cearenses, existindo *tendências* de concentração de cidades com níveis mais altos e mais baixos deste indicador.

Ressalta-se que os mapas temáticos elaborados classificaram as cidades de acordo com o método de Quartis, distribuindo os 184 municípios cearenses em quatro grupos: Os 25% com maiores taxas de mortalidade infantil (1º quartil); os com taxas variando entre 25,01% e 50% do total de municípios (2º quartil) e de 50,01% até 75% (3º quartil), e o 4º quartil, representando as cidades que possuíram as 25% maiores taxas de mortalidade infantil em determinado ano.

Nessa conjuntura, algumas questões são levantadas: há um padrão de dependência espacial entre os municípios cearenses, levando-se em consideração a taxa de mortalidade infantil das crianças com até 5 anos de idade? Ou seja, há cidades com altos índices rodeadas por outras em situação similar? Existem municípios com baixas taxas vizinhos a cidades na mesma circunstância? Igualmente, pode-se esperar dissimilaridade espacial como cidades com elevadas taxas de mortalidade infantil rodeadas por outras com baixos índices?

Para responder a essas perguntas e se poder fazer inferências mais precisas a esse respeito, é fundamental analisar a taxa de mortalidade infantil utilizando análise exploratória de dados espaciais.

Neste contexto, inicialmente avalia-se se há evidência estatística de dependência espacial da taxa de mortalidade infantil para as crianças com até 5 anos de idade entre os 184 municípios do estado do Ceará como um todo, a partir do cálculo do teste estatístico I de Moran Global.

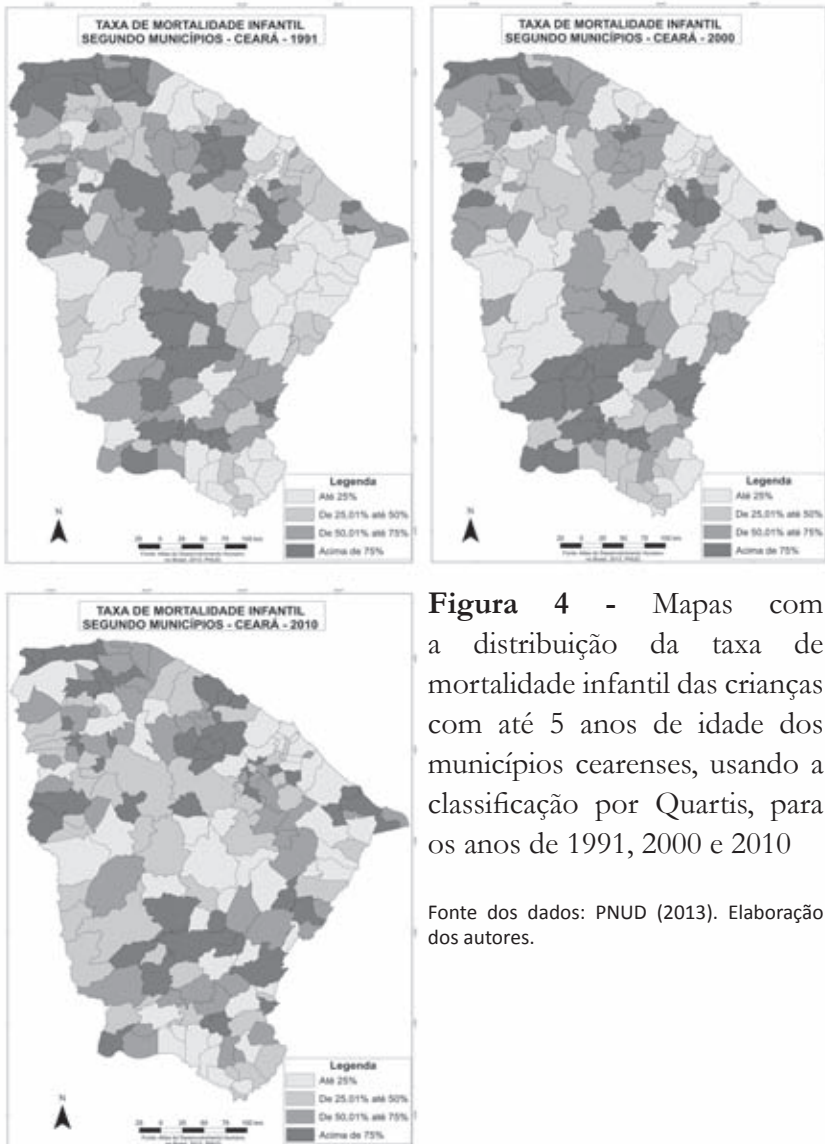


Figura 4 - Mapas com a distribuição da taxa de mortalidade infantil das crianças com até 5 anos de idade dos municípios cearenses, usando a classificação por Quartis, para os anos de 1991, 2000 e 2010

Fonte dos dados: PNUD (2013). Elaboração dos autores.

Desse modo, o Quadro 4 exhibe o valor do I de Moran Global para a TMI usando a matriz de contigüidade espacial tipo Queen em primeira, segunda e terceira ordem para os anos de 1991, 2000 e 2010.

Analisando os dados do referido quadro verifica-se uma evidência de autocorrelação global positiva para o indicador em estudo, ou seja, em média, os municípios com altas taxas de mortalidade infantil, para a faixa etária de até 5 anos de idade, são circundados por municípios na mesma situação, enquanto que cidades com baixas taxas são vizinhas de cidades na mesma circunstância.

Observa-se também que a dependência espacial da TMI municipal cearense é maior quanto mais próximo se estiver do ponto de referência, devido ao maior valor obtido para a matriz de contigüidade de primeira ordem, nos três anos estudados.

Quadro 4 - Teste I de Moran Global para o indicador da taxa de mortalidade infantil de crianças com até 5 anos de idade dos municípios cearenses - 1991, 2000 e 2010

Indicador	Valor	P-Valor
Taxa de mortalidade infantil (1991) - Contigüidade de 1ª ordem	0,3702	0,001
Taxa de mortalidade infantil (1991) - Contigüidade de 2ª ordem	0,1168	0,001
Taxa de mortalidade infantil (1991) - Contigüidade de 3ª ordem	-0,0382	0,134
Taxa de mortalidade infantil (2000) - Contigüidade de 1ª ordem	0,3802	0,001
Taxa de mortalidade infantil (2000) - Contigüidade de 2ª ordem	0,1487	0,001
Taxa de mortalidade infantil (2000) - Contigüidade de 3ª ordem	-0,0074	0,475
Taxa de mortalidade infantil (2010) - Contigüidade de 1ª ordem	0,1543	0,002
Taxa de mortalidade infantil (2010) - Contigüidade de 2ª ordem	0,0661	0,007
Taxa de mortalidade infantil (2010) - Contigüidade de 3ª ordem	-0,0598	0,061

Fonte: Elaboração dos autores.

Almejando complementar os resultados evidenciados pelo I de Moran Global apresenta-se na Figura 5 o diagrama de dispersão para a taxa de mortalidade infantil, usando a matriz de contigüidade *Queen* de primeira ordem, constatando-se que a maior parte dos dados (municípios) estão localizados nos quadrantes QAA e QBB, em todos os anos analisados.

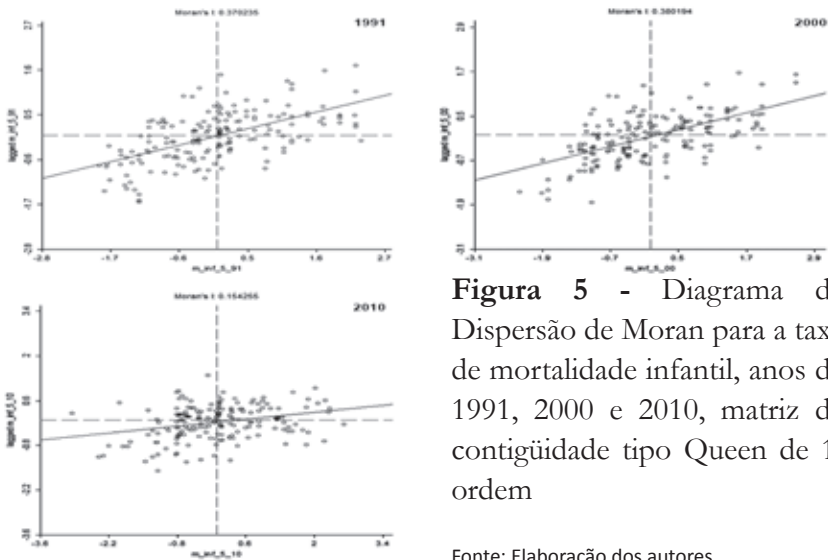


Figura 5 - Diagrama de Dispersão de Moran para a taxa de mortalidade infantil, anos de 1991, 2000 e 2010, matriz de contigüidade tipo Queen de 1ª ordem

Fonte: Elaboração dos autores.

Esses resultados estão de acordo com o I de Moran Global computado, uma vez que mostram que a maioria dos municípios localizam-se nos quadrantes que representam a existência de autocorrelação espacial positiva, ou seja, valores de mortalidade infantil de um determinado município semelhante ao verificado por seus vizinhos. Salienta-se que apesar do detalhamento mostrado com o diagrama de dispersão o mesmo não permite identificar geograficamente os *clusters* de municípios com índices similares.

Faz-se necessário recorrer então ao Indicador Local de Associação Espacial (LISA), possibilitando a classificação das cidades cearenses em quatro categoriais quanto à situação da TMI na faixa etária de 0 a 5 anos.

Neste contexto, a Figura 6 exhibe os grupos de municípios a partir do cálculo do indicador LISA para os anos de 1991, 2000 e 2010. Os mesmos são classificados em quatro categorias:

- Alto-Alto: Municípios com altas taxas de mortalidade infantil vizinhos a municípios com altas taxas;
- Baixo-Baixo: Municípios com baixas taxas de mortalidade

infantil circundados por municípios com baixas taxas;

→ Alto-Baixo: Municípios com altas taxas de mortalidade infantil rodeados por municípios com baixas taxas;

→ Baixo-Alto: Municípios com baixas taxas de mortalidade infantil vizinhos a municípios com altas taxas.

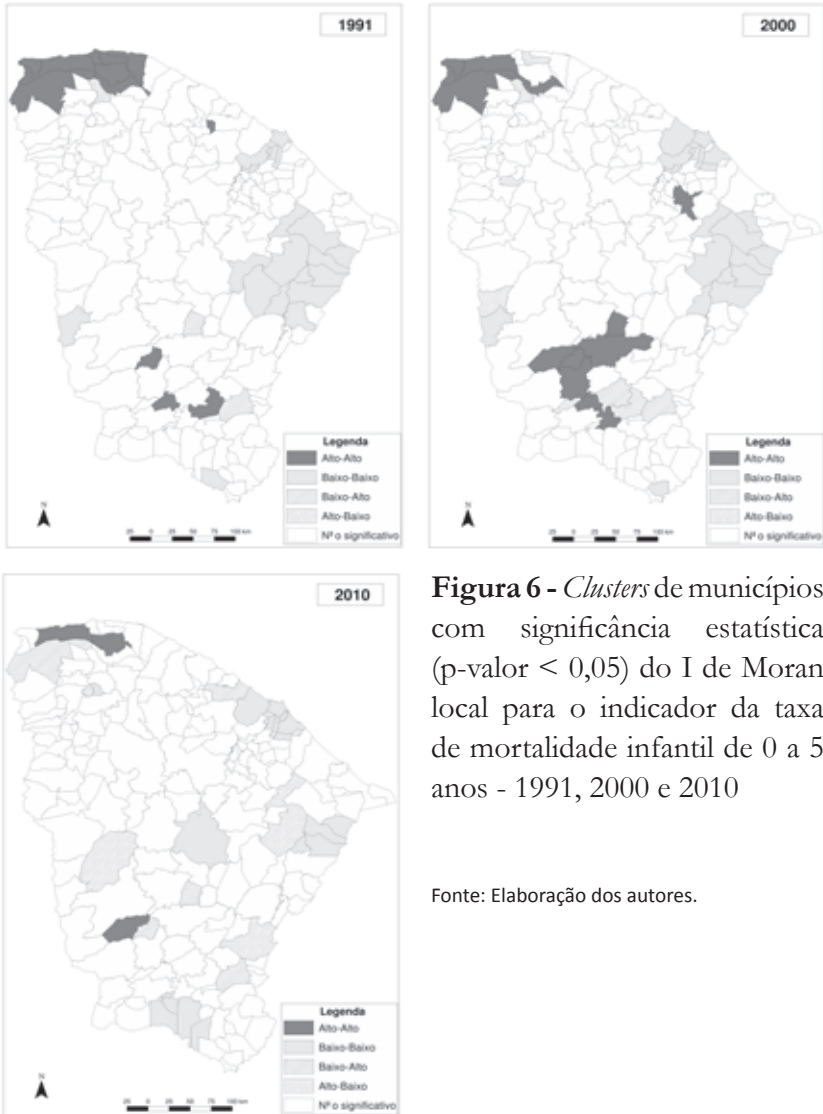


Figura 6 - Clusters de municípios com significância estatística (p -valor $< 0,05$) do I de Moran local para o indicador da taxa de mortalidade infantil de 0 a 5 anos - 1991, 2000 e 2010

Fonte: Elaboração dos autores.

Analisando os mapas de *clusters* (Figura 6), verifica-se que a existência da autocorrelação global positiva no tocante a TMI das cidades cearenses é confirmada localmente, já que dentre os índices com significância, encontram-se predominantemente a classificação Alto-Alto e Baixo-Baixo.

Em termos de localização territorial, constata-se certa homogeneidade dos *clusters* de municípios nos anos analisados, identificando-se dois grupos de municípios classificados como Alto-Alto, situados na região do Litoral Oeste e na região do Sertão Central.

Em contrapartida, observaram-se três *clusters* de municípios com reduzidos índices de mortalidade infantil (Baixo-Baixo), situados na RMF, Litoral Leste/Jaguaribe e Cariri. Salienta-se que o quantitativo de municípios varia de um determinado ano para outro, devido a avanços ou retrações do indicador estudado em municípios específicos.

Quanto aos grupos classificados na condição Baixo-Baixo, o primeiro situa-se na RMF, sendo compreendido em 2010 por oito municípios: Caucaia, Fortaleza, Maracanaú, Iaitinga, Pacatuba, Eusébio, Aquiraz e Horizonte. Segundo IPECE (2013), estes municípios respondem juntos por cerca de 60% do Produto Interno Bruto (PIB) do Ceará, sendo também a região do Estado que abriga a maior quantidade de unidades e profissionais de saúde. Estes fatores podem contribuir para a formação deste *cluster* de cidades com baixas taxas de mortalidade infantil, indicando melhores condições de saúde da população. Barbalha, Crato, Santana do Cariri e Nova Olinda compõem o segundo *cluster*, estando os mesmos localizados na região do Cariri, no Sul do Estado. O terceiro grupo encontra-se na região do Litoral Leste/Jaguaribe, próximo a fronteira com o estado do Rio Grande do Norte, compreendendo os municípios de Quixeré, Limoeiro do Norte, Tabuleiro do Norte e São João do Jaguaribe.

Não obstante, constatou-se também a formação de grupos de municípios classificados como Alto-Alto, ou seja, cidades com altos valores para a taxa de mortalidade infantil vizinhas a cidades

em situação similar, evidenciando precárias condições de saúde das crianças na faixa etária de até 5 anos. Nos três anos analisados, destaca-se o *cluster* formado na região do Litoral Oeste, compreendido em 2010 pelos municípios de Barroquinha, Camocim e Bela Cruz.

O grupo Alto-Baixo não teve uma formação de agrupamentos de municípios em especial, sendo composto, no último ano em análise, pelas cidades de Pindoretama, Morada Nova, Icó e Alcântaras. Estes municípios caracterizam-se por possuir, relativamente, altas taxas de mortalidade infantil, mas serem cercados de municípios em melhor situação. Por fim, em relação ao *cluster* de cidades Baixo-Alto identificou-se significância estatística para os municípios de Granja, São Gonçalo do Amarante, Lavras da Mangabeira, Piquet Carneiro e Catarina, sendo municípios marcados por baixas taxas de mortalidade infantil, mas que são vizinhos a cidades em condição oposta, de acordo com a análise empreendida.

Dessa forma, por meio do mapa de *clusters* de municípios visualiza-se espacialmente onde a população mais necessitada se encontra, seja regional ou localmente, sendo o mesmo uma importante ferramenta para a proposição de ações públicas na área de saúde voltadas ao combate da mortalidade infantil no Ceará.

Destaca-se que o estado do Ceará possui aproximadamente 93% de seu território encravado na região do semiárido brasileiro, o que o torna vulnerável aos fenômenos da seca, caracterizada pela escassez pluviométrica e a irregularidade temporal e espacial das chuvas, sendo este um dos principais empecilhos para a ocupação humana nesta região, potencializando, por exemplo, agravos à saúde, fome, desnutrição e conflitos sociais.

Neste contexto, destaca-se que as crianças são vulneráveis, sobretudo até o quinto ano de vida, sendo este um dos períodos de maior risco de morte onde a mortalidade infantil é influenciada por determinantes socioambientais (ROCHA, 2012).

Vale citar que a associação entre variáveis climáticas,

socioeconômicas e mortalidade infantil foi avaliada em estudos anteriores, citando, por exemplo, França (2001), Andrade et al. (2006), Bezerra Filho et al. (2007), Gonçalves et al. (2011) e Rocha (2012).

No semiárido cearense, principalmente no meio rural, a ocorrência de baixas precipitações causam sérias dificuldades para o acesso de água pela população, seja para o consumo humano ou para o uso em atividades agropecuárias, potencializando assim o agravo de doenças, causadas por má alimentação ou consumo de água contaminada. Isto ocorre devido à captação da água acontecer, na maioria das vezes, por cisternas ou pequenos reservatórios.

Menciona-se também que o abastecimento de água nas áreas urbanas é oriundo da rede de grandes reservatórios (lagos e açudes), os quais muitas vezes abastecem vários municípios, sendo, dessa forma, importante a avaliação da precipitação pluviométrica em um determinado município e em seus vizinhos.

Desse modo, procurou-se neste trabalho investigar se há associação espacial entre a precipitação pluviométrica e a taxa de mortalidade infantil dos municípios cearenses, empregando análise de autocorrelação local bivariada.

A avaliação foi empreendida para a taxa de mortalidade infantil das crianças com até 5 anos de idade relativa ao ano de 2010 em relação a precipitação pluviométrica ocorrida em 2010; para a média dos anos de 2008 a 2010; e finalmente, para a precipitação pluviométrica média concernente a média dos anos de 2005 a 2010, conforme apresentado na Figura 7.

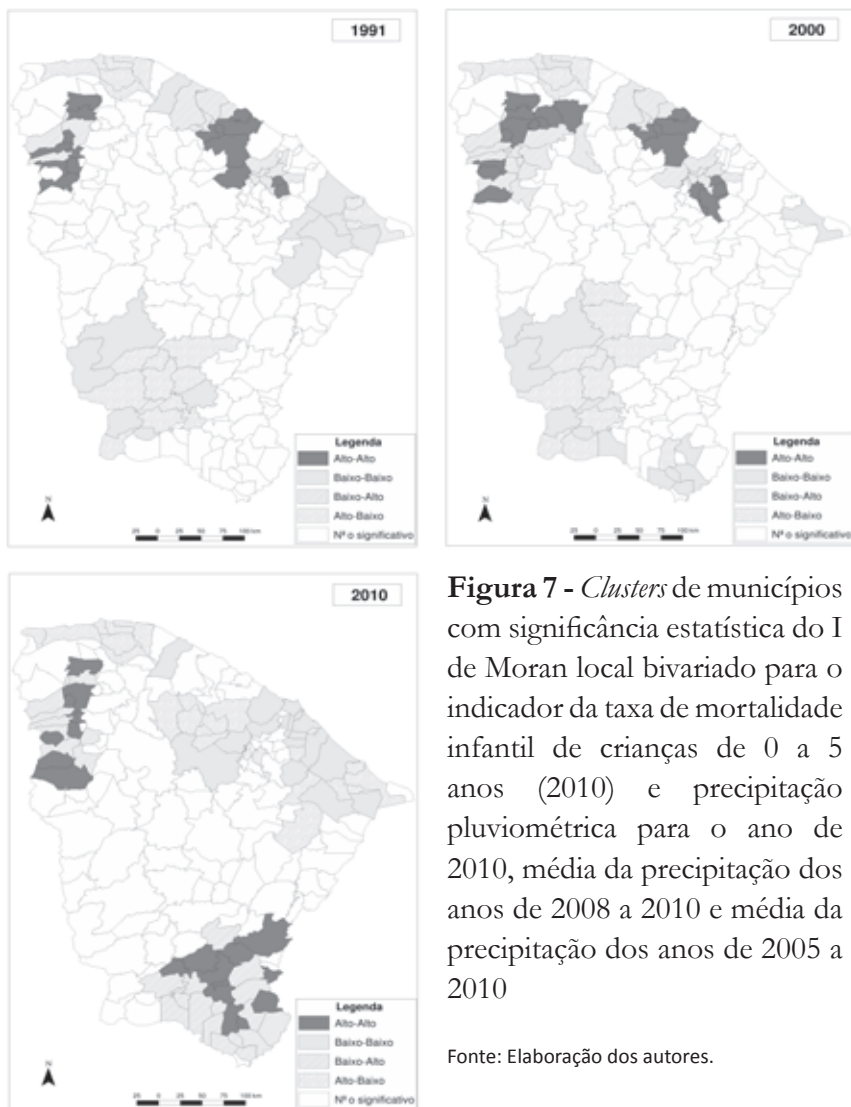


Figura 7 - Clusters de municípios com significância estatística do I de Moran local bivariado para o indicador da taxa de mortalidade infantil de crianças de 0 a 5 anos (2010) e precipitação pluviométrica para o ano de 2010, média da precipitação dos anos de 2008 a 2010 e média da precipitação dos anos de 2005 a 2010

Fonte: Elaboração dos autores.

Os *clusters* Alto-Alto e Baixo-Baixo indicam associação espacial positiva, com municípios detendo índices da taxa de mortalidade infantil e precipitação pluviométrica acima da média ou ambos abaixo da média do Estado, respectivamente.

Por sua vez, os valores Alto-Baixo e Baixo-Alto apontam

associação espacial negativa, onde o grupo Alto-Baixo representa os municípios com mortalidade infantil superior à média estadual e possuem fronteira em comum com vizinhos que detêm precipitação pluviométrica inferior à média, enquanto que o *cluster* Baixo-Alto identifica os municípios com mortalidade abaixo da média sendo vizinhos de municípios com precipitação pluviométrica elevada.

Analisando a Figura 7, evidencia-se um padrão, em certa medida, homogêneo para os *clusters* de municípios considerando-se a autocorrelação bivariada da taxa de mortalidade infantil e a precipitação pluviométrica para diferentes anos.

Constata-se o padrão Baixo-Baixo em municípios situados na RMF e no Litoral Leste/Jaguaribe, tendo estes locais menores TMI e precipitação pluviométrica inferior a média estadual. Por sua vez, em municípios da região da serra da Ibiapaba e do Cariri identificou-se o agrupamento Alto-Alto, implicando em municípios detendo alta taxa de mortalidade infantil, e sendo vizinhos de municípios com totais pluviométricos acima da média.

Na avaliação da autocorrelação bivariada, atenção especial deve ser dada aos *clusters* Alto-Baixo e Baixo-Alto. O grupo Alto-Baixo compreende os municípios com elevada TMI e que fazem fronteira por municípios com baixa pluviometria, localizando-se, sobretudo, na região do Litoral Oeste.

Já o *cluster* Baixo-Alto identificou municípios na região de Sobral-Ibiapaba, sendo este local marcado por precipitações pluviométricas acima da média e reduzidos índices de mortalidade infantil. Dessa forma, a análise espacial mapeou municípios com alto risco de mortalidade infantil associada à precipitação pluviométrica. Salienta-se que a baixa proporção da população com acesso ao abastecimento de água e à rede de esgoto, bem como condições socioeconômicas adversas, podem influenciar na mortalidade infantil.

Sendo assim, fica evidenciado que há uma estrutura de autocorrelação espacial na distribuição do indicador da taxa de

mortalidade infantil nos municípios do Ceará. Neste caso, qualquer avaliação ou estimação de modelos que se faça para explicar esse indicador, deve-se avaliar a necessidade de incorporar explicitamente tal fenômeno. Logo, cabe o questionamento de quais são as razões que poderiam contribuir para esse resultado, bem como definir o grau de importância de certas variáveis para tentar elucidar a TMI nos municípios cearenses, recorrendo-se, para tanto, ao uso de técnicas econométricas.

4.2 Resultados Econométricos

4.2.1 Resultados Básicos

Esta subseção apresenta os resultados estimados considerando o log natural da taxa de mortalidade infantil de crianças de 0 a 5 anos como variável dependente. A variável de interesse é o log natural da precipitação municipal.

As demais variáveis explicativas são as mesmas apresentadas na Tabela 2, ou seja, log natural da renda *per capita* domiciliar, índice de Gini, taxa de fecundidade total, % de mulheres com idade entre 10 e 14 anos com filhos, % de mulheres com idade entre 15 e 17 anos com filhos, % de adultos com 25 anos ou mais com pelo menos ensino médio completo, taxa de urbanização, % de pessoas com acesso a água encanada, % de pessoas com acesso à coleta de lixo, e % de pessoas vivendo em domicílios com mais de duas pessoas por dormitório. Antes de apresentar os resultados do modelo espacial para painel de dados é necessário comprovar a existência de autocorrelação espacial.

Para tanto, efetua-se o teste I de Moran Global nos resíduos gerados por meio de MQO ao regressar o log natural da TMI sobre as variáveis explicativas descritas acima.⁵ Se a autocorrelação espacial for confirmada, é necessário o emprego de um modelo econométrico espacial. Desse modo, para avaliar a presença de autocorrelação espacial nos resíduos, aplicou-se o teste I de Moran nos resíduos das unidades de corte transversal para cada período estudado (Tabela 3). O

⁵ Ver Anselin (1988).

teste revelou presença de autocorrelação espacial em 1991 e 2000, mas não em 2010. Realizando o teste para os anos agrupados, observa-se que a autocorrelação espacial permanece.

Tabela 3 - Teste I de Moran Global p/ Resíduos do Modelo MQO

Anos	Teste	
1991	0.034 (0.016)	***
2000	0.044 (0.016)	***
2010	-0.010 (0.016)	
Dados agrupados	0.046 (0.005)	***

Nota. Erro padrão em parênteses. Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%.

A Tabela 4 traz as estimativas com base no modelo de painel com efeitos fixos admitindo-se a presença de autocorrelação da variável dependente e dos erros de acordo com as equações (3) e (4). A variável de interesse do modelo é o log natural da precipitação anual municipal. A coluna (1) mostra uma associação negativa entre precipitação média e a taxa de mortalidade infantil municipal, exibindo significância ao nível de 5%. A estimativa é -0,037, ou seja, o aumento de 1% na precipitação média reduz a mortalidade infantil em 0,037%.

Ainda mais interessante é a existência de efeitos diretos e indiretos estimados para a precipitação média municipal. O efeito direto da precipitação do município na própria mortalidade infantil é -0,048 (ver coluna (2)). O efeito indireto da precipitação média na taxa de mortalidade infantil dos municípios vizinhos também é negativo, -0,154 (ver coluna (3)).

Neste caso, um aumento de 1% na precipitação média do município reduz a mortalidade infantil na vizinhança em 0,15%. O

efeito indireto é mais de três vezes superior em termos de magnitude ao efeito direto. A soma dos efeitos permanece negativa e significativa (ver coluna (4)). Portanto, a precipitação média do município associa-se negativamente não somente com a mortalidade infantil do próprio município como também com a mortalidade infantil dos municípios vizinhos, devido, provavelmente, a rede de abastecimento de água ser oriunda de açudes, onde um reservatório pode abastecer vários municípios.

Nota-se que as estimativas para a precipitação média são significantes em presença de determinantes clássicos da mortalidade infantil em estudos empíricos. Por exemplo, o log natural da renda domiciliar *per capita* é incluído na regressão como proxy para o consumo médio domiciliar. O efeito estimado da renda domiciliar *per capita* é -0,063, ou seja, um incremento de 1% reduz a mortalidade infantil em 0,063%. O efeito indireto da renda também se mostra superior ao efeito direto, embora significativa somente ao nível de 10%.

A desigualdade de renda é importante do ponto de vista do acesso ao consumo, uma vez que uma concentração de renda inibe o acesso das famílias a insumos importantes para garantir a saúde das crianças. O índice de Gini apresenta uma associação positiva com a variável dependente, mas insignificante.

Um aspecto relevante é o *tradeoff* “quantidade *versus* qualidade”, o qual é capturado pela taxa de fecundidade total do município. Isso se deve ao fato de que a transição demográfica experimentada pela população cearense, onde a média de filhos por mulher em idade fértil tem caído substancialmente ao longo das décadas, pode estar diretamente correlacionada com a melhoria do padrão de vida das famílias e, conseqüentemente, com uma maior qualidade do capital humano das gerações mais novas. Todavia, a estimativa obtida não se mostrou significativa.

Tabela 4 - Efeitos do log. natural da precipitação média sobre o log. natural da mortalidade infantil

	Efeito Médio		Efeito Direto		Efeito Indireto		Efeito Total	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Log. da precipitação média	-0.037 (0.015)	** -0.048 (0.016)	*** -0.154 (0.060)	** -0.201 (0.075)				
Log. da renda domiciliar per capita	-0.063 (0.029)	** -0.077 (0.040)	* -0.246 (0.137)	* -0.323 (0.175)				
Índice de Gini	0.122 (0.076)	0.158 (0.101)	0.502 (0.327)	0.660 (0.424)				
Taxa de Fecundidade Total	0.002 (0.007)	0.003 (0.009)	0.010 (0.032)	0.013 (0.041)				
% adolescentes (15-17) com filhos	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.007 (0.005)	0.010 (0.006)				
% adolescentes (10-14) com filhos	0.009 (0.007)	0.013 (0.009)	0.042 (0.028)	0.055 (0.037)				
% pop. 25 ou mais com ao menos ensino médio	-0.005 (0.001)	*** -0.006 (0.002)	*** -0.018 (0.005)	*** -0.023 (0.006)				
Taxa de urbanização	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003 (0.004)	0.003 (0.005)				
% de pessoas com acesso à água encanada	-0.002 (0.000)	*** -0.002 (0.000)	*** -0.007 (0.002)	*** -0.009 (0.002)				
% de pessoas com acesso à coleta de lixo	-0.001 (0.000)	** -0.001 (0.000)	** -0.003 (0.001)	** -0.004 (0.002)				
Densidade de pessoas por dormitório	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.003 (0.004)	-0.004 (0.006)				
Coefficientes Espaciais								
							0.812	***
							(0.028)	
							-1.045	***
							(0.072)	
Log. Likelihood							560.1	
Wald para significância global dos coeficientes estimado							56.4	***
Observações							552	

Nota. Erro padrão em parênteses. Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%.

Os resultados da Tabela 4 mostram, ainda, que a proporção de

mulheres adolescentes nas faixas etárias de 10 a 14 anos e de 15 a 17 anos de idade com filhos exibe coeficientes positivos, muito embora as estimativas sejam insignificantes. O nível de educação da população adulta se relaciona negativamente com a mortalidade infantil municipal. O aumento de 1% na proporção de pessoas de 25 anos ou mais de idade com pelo menos o ensino médio completo reduz a mortalidade infantil em 0,005%.

A taxa de urbanização também não apresentou uma associação significativa com a mortalidade infantil. Por outro lado, o acesso à água encanada e a coleta de lixo contribuem para a redução da mortalidade infantil no Ceará. Os coeficientes estimados para ambas variáveis são -0,002 e -0,001. Novamente, os efeitos indiretos são superiores aos efeitos diretos. Destaca-se que o acesso à água encanada e a coleta de lixo são importantes na prevenção de doenças infecciosas capazes de levar crianças ao óbito.

4.2.2 Efeitos do regime pluviométrico considerando anos anteriores ao ano censitário

Os resultados apresentados na Tabela 4 levam em consideração a precipitação média no ano correspondente ao ano censitário. Todavia, o óbito de crianças com até cinco anos de vida pode estar relacionado à precipitação não somente no ano do respectivo óbito como também à precipitação (acesso à água) dos anos anteriores. Rocha e Soares (2012) mostram que escassez de chuvas durante a gestação afeta a saúde da criança ao nascer e durante o primeiro ano de vida. Neste caso, torna-se relevante testar os efeitos da precipitação média abrangendo períodos anteriores ao ano censitário.

Desse modo, a Tabela 5 exibe os resultados para a variável de precipitação média para períodos de três anos (1989-1991, 1998-2000, 2008-2010) retrocedendo ao ano censitário. As estimativas mostram que um aumento da precipitação média em 1% está associado a uma redução da mortalidade infantil em -0,15%. Essas estimativas

superam substancialmente aquelas obtidas quando a precipitação média se restringe somente ao ano censitário. Vale notar que os efeitos indiretos permanecem superiores aos efeitos diretos da precipitação média, aonde o incremento da média de precipitação em 1% chega a se associar com uma redução de 0,53% na mortalidade infantil dos municípios vizinhos.

Tabela 5 - Efeitos do log. natural da precipitação média para o período de 3 anos sobre o log. natural da mortalidade infantil

	Efeito Médio		Efeito Direto		Efeito Indireto		Efeito Total	
	(1)		(2)		(3)		(4)	
Log. da precipitação média de 3 anos	-0.146	***	-0.183	***	-0.531	***	-0.714	***
	(0.047)		(0.049)		(0.162)		(0.204)	
Coeficientes Espaciais								
ρ							0.793	***
							(0.030)	
λ							-1.035	***
							(0.072)	
Log. Likelihood							562.0	
Wald para significância global dos coeficientes estimado.							57.19	***
Observações							552	

Nota. A exceção do log da precipitação média, a referida regressão inclui as demais variáveis explicativas observadas na Tabela 4. Erro padrão em parênteses. Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%.

As evidências na Tabela 5 sugerem que potenciais efeitos de episódios de estiagens prolongadas ou de disponibilidade regular de chuvas não estejam sendo captados quando se utiliza a média de precipitações somente do ano censitário. Para tornar tal evidência mais clara, estima-se o modelo empírico substituindo a precipitação média por variáveis que refletem os episódios de escassez ou disponibilidade de chuvas no período de 3 anos, retrocedendo a cada ano censitário (1989-1991, 1998-2000, 2008-2010).



As variáveis de interesse, neste caso, são: % de meses com escassez severa de chuvas, % de meses com escassez moderada de chuvas, % de meses com escassez leve de chuvas, % de meses com precipitação moderada, e % de meses com precipitações severas. A variável de % de meses com precipitações leves foi retirada da estimação como forma de evitar a multicolinearidade perfeita. Vale ressaltar que tais variáveis foram calculadas com bases no ciclo da precipitação mensal, como

exposto no Quadro 1.

A Tabela 6 mostra claramente que a escassez bem como a disponibilidade de chuvas no período de 3 anos correlacionam-se com a mortalidade infantil municipal de maneiras opostas. Na coluna (1), o aumento de 1% na proporção de meses com escassez severa de chuvas está associado a uma ampliação de 0,006% da taxa de mortalidade infantil municipal. A escassez moderada e leve não se mostram significantes.

Todavia, os meses com disponibilidade de chuvas contribuem para a redução da mortalidade infantil. Uma variação de 1% na proporção de meses com precipitações moderadas contribuem para a redução da taxa de mortalidade infantil em 0,003%, enquanto a mesma variação para a proporção de meses com precipitações severas reduzem a mortalidade infantil em 0,004%.

Tabela 6 - Efeitos do regime pluviométrico sobre o log. natural da mortalidade infantil

	Efeito Médio		Efeito Direto		Efeito Indireto		Efeito Total	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
% meses com escassez severa de chuvas	0.006 ***	0.007 ***	0.022 ***				0.029 ***	
	(0.002)	(0.002)	(0.007)				(0.009)	
% meses com escassez moderada de chuvas	0.002	0.002	0.006				0.008	
	(0.002)	(0.002)	(0.005)				(0.007)	
% meses com escassez leve de chuvas	0.001	0.001	0.002				0.003	
	(0.001)	(0.001)	(0.004)				(0.005)	
% meses com precipitações moderadas	-0.003 ***	-0.004 ***	-0.012 ***				-0.015 ***	
	(0.001)	(0.001)	(0.004)				(0.005)	
% meses com precipitações severas	-0.004 ***	-0.005 ***	-0.013 ***				-0.018 ***	
	(0.001)	(0.002)	(0.005)				(0.006)	
Coefficientes Espaciais								
							0.791 ***	
							(0.031)	
							-1.044 ***	
							(0.072)	
Log. Likelihood							567.7	
Wald para significância global dos coeficientes estimado.							66.54 ***	
Wald para significância conjunta dos coeficientes associados ao regime pluviométrico.							20.77 ***	
Observações							552	

Nota. A exceção do log da precipitação média, a referida regressão inclui as demais variáveis explicativas observadas na Tabela 4.. Erro padrão em parênteses. Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%.

Os efeitos indiretos do regime de precipitação no município permanecem superiores aos efeitos diretos. No caso dos meses com escassez severa, o aumento de 1% está associado a um incremento de 0,022% na mortalidade infantil dos municípios vizinhos. Já o incremento de 1% na proporção de meses com precipitações moderadas e severas reduzem a mortalidade infantil dos municípios em 0,012% e 0,013%, respectivamente.

Portanto, as evidências empíricas apresentadas nas Tabelas 5 e 6 corroboram a hipótese de que não somente o regime pluviométrico no ano censitário como em anos anteriores se correlacionam com a mortalidade infantil municipal, e possui efeitos que extrapolam para a vizinhança dos municípios.

4.2.3 Efeitos sobre a mortalidade infantil controlando pela disponibilidade de alimentos

Um dos potenciais canais de efeito pelo qual a escassez de chuvas pode afetar a saúde infantil é por meio da baixa nutrição das crianças resultante da escassez de alimentos. Neste caso, torna-se interessante testar os coeficientes da precipitação média em presença de variáveis que capturem o efeito da disponibilidade de alimentos no município. A partir da produção agrícola municipal do IBGE, também disponibilizada no IPEADATA, foi possível calcular a soma de toneladas de feijão, mandioca, milho e cana-de-açúcar por município. A soma foi calculada para o ano censitário, e para o período de 2 e 3 anos retrocedendo ao ano censitário. Na Tabela 7, o efeito da precipitação média sobre a mortalidade infantil basicamente se mantém inalterado em relação ao efeito apresentado na Tabela 4.

A coluna (1) apresenta uma estimativa de -0,038 quando se inclui a produção *per capita* no ano censitário. A coluna (2) exibe um coeficiente de -0,037 quando se inclui a produção *per capita* para o período de 2 anos.

O mesmo coeficiente é obtido quando se inclui a produção

per capita para o período de 3 anos. Vale notar que o erro-padrão do coeficiente não se altera com a inclusão dessas variáveis de disponibilidade de alimentos.

Tais resultados sugerem que a disponibilidade de alimentos não é um canal de efeito pelo qual se observa a influência do regime pluviométrico sobre a mortalidade infantil no município. Esse resultado também foi evidenciado em Rocha e Soares (2012). Uma potencial razão para tal fenômeno é a adaptação da população aos períodos de elevada escassez de chuvas. Durante tais períodos, a população encontra outras maneiras de garantir uma alimentação mínima capaz de suprir suas necessidades, mesmo com a produção local de alimentos sendo baixa em decorrência da seca ou estiagem.

Tabela 7: Efeitos do log. natural da precipitação média sobre o log. natural da mortalidade infantil controlando pela disponibilidade de alimentos

	Disponibilidade no Ano Censitário		Disponibilidade no Período de 2 anos		Disponibilidade no período de 3 anos	
	(1)		(2)		(3)	
Log. da precipitação média	-0.038 (0.015)	***	-0.037 (0.015)	***	-0.037 (0.015)	***
Decomposição dos Efeitos						
Efeito direto	-0.048 (0.016)	***	-0.048 (0.016)	***	-0.048 (0.016)	***
Efeito indireto	-0.153 (0.059)	***	-0.153 (0.059)	***	-0.155 (0.060)	***
Efeito total	-0.201 (0.073)	***	-0.201 (0.073)	***	-0.203 (0.074)	***
Coefficientes Espaciais						
β	0.808 (0.029)	***	0.810 (0.029)	***	0.812 (0.028)	***
λ	-1.044 (0.072)	***	-1.044 (0.072)	***	-1.045 (0.072)	***
Log. Likelihood	560.4		560.3		560.1	
Wald	56.44	***	56.45	***	56.52	***
Observações	552		552		552	

Nota. A exceção do log da precipitação média, a referida regressão inclui as demais variáveis explicativas observadas na Tabela 4. Modelos: (1) inclui o log natural da produção *per capita* de culturas de subsistência no ano censitário; (2) inclui o log natural produção *per capita* de culturas de subsistência no período de 2 anos; (3) inclui o log natural da produção *per capita* de culturas de subsistência no período de 3 anos. Erro padrão em parênteses. Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%.

5 CONCLUSÕES

Um dos maiores desafios para o desenvolvimento humano é conhecer os tipos e a magnitude dos impactos das mudanças climáticas sobre o bem-estar das pessoas, uma vez que as alterações do clima relacionadas ao regime de chuvas no tempo e no espaço podem potencializar a ocorrência de doenças, ou desnutrição em função da baixa disponibilidade de alimentos. Tais situações podem levar ao óbito de crianças, especialmente aquelas na faixa etária de 0 a 5 anos de idade. O presente estudo buscou mensurar para o Ceará os efeitos da precipitação pluviométrica municipal sobre a taxa de mortalidade infantil de crianças com até 5 anos de vida. Utilizando-se os dados do Atlas do Desenvolvimento Humano 2013, verificou-se que a precipitação abaixo da média influencia negativamente na TMI dos municípios.

Além disso, observou-se que não somente a mortalidade infantil do município é afetada negativamente, como também a taxa de mortalidade dos municípios vizinhos. Esse último resultado sugere claramente um efeito de transbordamento da precipitação sobre a saúde infantil.

Neste contexto, constatou-se a hipótese de que há dependência espacial da TMI das cidades cearenses com base na análise da estatística I-Moran Global. Verificou-se também que existe *clusterização* de municípios, existindo cidades com baixas taxas de mortalidade infantil cercadas de cidades na mesma situação, indicando melhores condições de saúde da população destes locais. Os municípios que compõem este grupo situam-se, em sua maioria, na RMF, Cariri e no Litoral Leste. No tocante aos *clusters* de cidades com altos valores de TMI, isto é, municípios com elevadas taxas de mortalidade infantil vizinhos a municípios em situação similar, evidenciando condições precárias de saúde das crianças com até 5 anos, em todos os anos estudados, destaca-se o *cluster* formado na região do Litoral Oeste do Ceará.

Outro resultado identificado no estudo foi a autocorrelação

espacial entre a TMI e a precipitação pluviométrica nos municípios cearenses, revelando uma situação adversa de acesso à água pela população, sobretudo a residente nas áreas rurais e que em anos de seca estão mais suscetíveis a agravos de doença de veiculação hídrica.

Para comprovar o efeito dos ciclos de chuvas, estimou-se especificações onde a variável de interesse era a média de 3 anos da precipitação municipal. Os resultados encontrados sugerem efeitos ainda mais fortes, pois capturam melhor os períodos de elevada escassez ou disponibilidade de chuvas. Corroborando tal evidência, observou-se que um aumento dos meses de escassez severa de chuvas em um período de 3 anos eleva a mortalidade infantil municipal e de sua vizinhança. Em direção oposta, o aumento dos meses de disponibilidade moderada ou elevada de chuvas reduz a mortalidade infantil.

Na investigação dos potenciais canais de efeito, verificou-se que a disponibilidade de alimentos parece não ser um potencial mecanismo de propagação do efeito das chuvas sobre a mortalidade infantil. Todavia, a incidência de doenças causadas pela escassez de chuvas permanece latente, sendo um possível mecanismo capaz de justificar os efeitos da precipitação sobre a taxa de mortalidade infantil. Infelizmente, a base de dados utilizada não informa as possíveis causas de morte, o que impossibilitou investigar a relação com o ciclo de chuvas no município.

Enfatiza-se que historicamente a região Nordeste do Brasil sofre com as secas, as quais influenciam o desenvolvimento socioeconômico da região. Deve-se mencionar, entretanto, que nos últimos anos a região tem experimentado avanços socioeconômicos significativos vinculados a medidas de curto e médio prazo, como a transferência de renda e à implantação de infraestrutura hídrica, que em conjunto com a ampliação dos serviços básicos de saúde e investimentos em educação, contribuem para a melhora da qualidade de vida da população.

Tais medidas reduziram o risco de vulnerabilidade da população

da região nas últimas décadas, especialmente a rural, contudo, se mostram ainda insuficientes para impedir um quadro de fragilidade social em anos com as características climáticas adversas, que repercute socialmente, provocando elevadas perdas de safra e agravando problemas de saúde, especialmente, em crianças pela falta de acesso à água de qualidade.

Percebe-se, assim, a relevância de se mapear e analisar a TMI, gerando subsídios para a proposição de políticas públicas localizadas, identificando no território onde se encontra a população com piores condições de saúde nos municípios cearenses.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. S. **Econometria espacial aplicada**. Editora Alínea. Campinas. 498 p. 2012.

ALMEIDA, E. S., PEROBELLI, F. S. e FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**. p. 31-52. 2008.

ALVES, D.; BELLUZZO, W. **Infant mortality and child health in Brazil**, *Economics and Human Biology*, 2, p.391-410, 2004.

ANDRADE, S. M. et al. Condições de vida e mortalidade infantil do Estado do Paraná, Brasil, 1997/2001. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 22(1):181-189, 2006.

ANSELIN, L. **Exploring Spatial Data with GeoDa: a Workbook**. University of Illinois, Urbana-Champaign, 2005.

ANSELIN, L. **Local Indicator of Spatial Association-LISA**. *Geographical Analysis*, 27:93-115, 1995.

BEZERRA FILHO, J.G. et al. Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 23(5):1173-1185, 2007.

CUTLER, D. et al. **The determinants of mortality**. Journal of Economic Perspectives, 20(3):97-120, 2006.

ELHORST, J. P. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences. **Journal of Geographical Systems**, 14, 5–28. 2011.

FRANÇA, E. Associação entre fatores socioeconômicos e mortalidade infantil por diarreia, pneumonia e desnutrição em região metropolitana do Sudeste do Brasil: um estudo caso-controle. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 17(6): 1437-1447, nov-dez, 2001.

GAMPER-RABINDRAN, S. et. al. **The impact of piped water provision on infant mortality in Brazil: A quantile panel data approach**, Journal of Economic Development, 92:188-200, 2010.

GONÇALVES, A. C. et al. Análise da distribuição espacial da mortalidade neonatal e de fatores associados, em Salvador, Bahia, Brasil, no período 2000-2006. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 27(8):1581-1592, 2011.

HADDAD, M. A.; NEDOVIC–BUDIC, Z. **Using Spatial Statistics to Analyze Intra-urban Inequalities and Public Intervention in São Paulo**, Brazil. Journal of Human Development Vol. 7, No. 1, March, 2006.

IPECE. **Anuário Estatístico do Ceará 2013**. Fortaleza - CE. 2013. Disponível em: <<http://www2.ipece.ce.gov.br/publicacoes/anuario/anuario2012/index.htm>>. Acesso em: 15 out. 2014.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to Spatial Econometrics**, CRC Press. 2009.

MATSUURA, K.; WILLMOTT, C. J. **Terrestrial Precipitation: 1900-2010 Gridded Monthly Time Series (Version 3.02)**, Universidade de Delaware, 2012. Disponível em: http://climate.geog.udel.edu/~climate/html_pages/download.html, Acesso em: 05 ago. 2013.

MEDEIROS, C. N.; OLIVEIRA, V. H.; MENEZES, A. S. B.; RODRIGUES, L. R. O padrão de crescimento demográfico no Estado do Ceará. In: BARRETO, F. A.; MENEZES, A. S. B. **Desenvolvimento**

Econômico do Ceará: Evidências recentes e reflexões. Fortaleza. 11-46 p. 2014.

PNUD. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil.** Brasília: PNUD/ONU, 2013. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>> Acesso em: 05 ago. 2013.

ROCHA, M. A. G. **Associação espacial entre mortalidade infantil e precipitação pluviométrica no Estado de Pernambuco.** Tese de Doutorado. Programa de Pós-Graduação em Saúde Pública. USP. São Paulo - SP. 87 p. 2012.

ROCHA, R.; SOARES, R. **Water Scarcity and Birth Outcomes in the Brazilian Semiarid,** IZA Working Paper, 6773, 2012.

ROSELLA, D. et al. **Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities,** The Lancet, 386:57-64, 2013.

SKOUFIAS, E.; VINHA, K. **Climate variability and child height in rural Mexico,** Economics and Human Biology, 10:54-73, 2012.

VICTORA, C. et al. **Maternal and child health in Brazil: progress and challenges,** The Lancet, 377:1863-1876, 2011.

POLÍTICA DE INCENTIVOS A ESCOLA MELHORA A PROFICIÊNCIA NO ENSINO FUNDAMENTAL? UMA AVALIAÇÃO DO PRÊMIO ESCOLA NOTA DEZ

Diego Carneiro *

Guilherme Irff **

RESUMO

O Prêmio Escola Nota Dez tem como propósito apoiar os municípios cearenses na melhoria de sua rede fundamental de ensino por meio da distribuição de bônus financeiros às escolas cujos alunos do 2º e 5º ano do ensino fundamental atingirem pontuações específicas no Sistema Permanente de Avaliação da Educação Básica do Ceará (SPAECE). Diante disso, este trabalho tem como mote avaliar o impacto desse programa de incentivos sob o desempenho futuro das escolas contempladas. Tendo como base as notas das avaliações de Português e Matemática da Prova Brasil comparou-se o desempenho das escolas cearenses beneficiárias e não beneficiárias antes e depois da premiação por meio do modelo de diferenças em diferenças. A partir dos resultados, pode-se dizer que o Prêmio tem efeito positivo sobre a proficiência média das escolas premiadas quando comparadas às não premiadas. Além disso, as escolas apoiadas pelo Prêmio apresentam desempenho equivalente às escolas não premiadas, o que sinaliza uma melhora no desempenho, haja vista que para ser apoiada a escola deve figurar entre as 150 com piores desempenhos na alfabetização.

Palavras - Chave: Avaliação de Impacto, Prêmio Escola Nota Dez, Diferenças em Diferenças.

* Mestrando em Economia pelo CAEN/UFC.

** Professor Adjunto e Pesquisador do CAEN/UFC.

ABSTRACT

The Escola Nota Dez award aims to support municipalities of Ceará in improving their basic education system through the distribution of financial bonuses the schools whose students of elementary school achieve specific scores Permanent Evaluation System of Basic Education Ceará (SPAECE). Thus, this work has as its objective evaluate the impact of incentive program about the future performance of schools. Based on the ratings of Portuguese and Mathematics of the Prova Brasil compared the performance of beneficiary and non-beneficiary of Ceará schools before and after the award by the difference in differences model. From the results, it can be said that the Award has a positive effect on the average proficiency of the winning schools compared to non-rewarded. In addition, the schools supported by Award show equivalent performance to schools not winning, which indicates an improvement in performance, considering that to be supported schools should be among the 150 worst performing in literacy.

Key-words: Impact Evaluation, The Escola Nota Dez Award, Differences in Differences

INTRODUÇÃO

A importância da educação para o desenvolvimento econômico e social é consenso na literatura especializada, sendo, há décadas, prioridade nos investimentos públicos em várias nações. No Brasil, por outro lado, a atenção devida ao tema só foi dada a partir da década de 1990, talvez esse seja um dos motivos para o ensino público no país ter desempenho a quem do desejável em avaliações internacionais como o PISA.

Em vista desse cenário, gerou-se um grande debate sobre como melhorar a qualidade do ensino e, particularmente, qual o papel das políticas e ações governamentais nesse processo. Essa busca concentra-

se primordialmente em identificar os insumos educacionais de maior peso no aprendizado dos alunos e que possam ser reproduzidos em larga escala, no entanto, poucas conclusões de aplicação geral têm sido obtidas desses esforços.

Uma possível explicação para essa heterogeneidade de resultados repousa nos aspectos institucionais que permeiam as entidades de ensino (WOESSMANN, 2003), a gestão e aproveitamento de recursos, aplicação de práticas pedagógicas mais efetivas ou mesmo o maior empenho dos profissionais são fundamentais na obtenção de melhores resultados, porém são de difícil mensuração e reprodução.

Assim, a capacidade gerencial do gestor escolar toma acentuada relevância nessa discussão, uma vez que cabe a ele direcionar os recursos disponíveis e motivar o corpo docente para a consecução dos resultados almejados. No entanto, os diretores das escolas públicas normalmente possuem apenas a formação pedagógica e podem não estar preparados para liderar a unidade escolar.

Além disso, estas escolas padecem ainda de outros problemas de ordem institucional, como a baixa concorrência, em virtude das regras de alocação dos alunos que impedem os estudantes de escolherem onde vão estudar e a alta rigidez nos contratos de trabalho que dificultam a contratação e demissão, bem como a mudança de salários e jornada de trabalho (TAVARES, 2014). Estes aspectos contribuem para a ineficiência, e constituem um desafio à administração pública preocupada com o avanço educacional.

Assim, a inserção de elementos concorrenciais de mercado na rede pública de ensino surgiu como uma alternativa para amenizar alguns desses problemas. Winters (2012) mostra que políticas que permitem a escolha da escola pelos alunos e/ou pais têm impacto positivo sobre a proficiência, ao criarem um ambiente concorrencial entre as escolas para a captação dos estudantes. A competição entre os centros de ensino parece contribuir para o desenvolvimento institucional, assim como se observa no ensino privado, unificando

a equipe pedagógica em prol de um objetivo comum.

Vários programas governamentais¹ baseiam-se na ideia da competição para fornecer os estímulos necessários a constituição de um ambiente institucional mais produtivo usando técnicas de gestão bastante familiares à iniciativa privada. De forma geral estas ações consistem em definição de metas, monitoramento de resultados, e a distribuição de incentivos financeiros. Estas medidas, aliadas a auxílio técnico-pedagógico, têm se mostrado ferramentas efetivas na melhoria do aprendizado dos alunos.

Mas essas práticas não são isentas de críticas, uma falha no desenho desses programas pode distorcer os incentivos e levar a práticas indesejáveis para maximizar o bônus recebido, como a exclusão de alunos com baixo desempenho, ou mesmo concentração dos esforços da escola nas disciplinas que compõe a avaliação externa provocando um estreitamento do currículo.²

Com esteio nessa discussão, este trabalho tem como mote fazer uma avaliação de impacto de um programa de incentivos a gestores implantado no estado do Ceará, denominado Prêmio Escola Nota Dez. Esse Prêmio tem como propósito apoiar os municípios na melhoria da rede fundamental de ensino, promovendo a alfabetização de alunos até o final do 2º ano, e atestando o desempenho dos alunos do 5º ano nas provas de proficiência de Português e Matemática. Para isso, utiliza-se como mecanismo de incentivo à distribuição de bônus financeiro às escolas, cujos alunos atingirem pontuações específicas no Sistema Permanente de Avaliação da Educação Básica do Ceará (SPAECE).

Para alcançar esse objetivo, optou-se por estruturar o artigo em mais cinco seções, além desta introdução. A segunda se dedica a fazer uma revisão da literatura acerca das políticas de incentivo visando à melhoria na educação. Em seguida, descreve-se o Prêmio Escola Nota Dez. A quarta seção contempla a estratégia empírica para avaliar

¹ Ver Quadro 1.

² Para mais detalhes ver: Frey e Oberholzer-Gee (1997); Glewwe et al (2003); Jacob e Levitt (2003); e, Oliani e Sorzafave (2012).

Prêmio e, para isso, são apresentados à fonte e tratamento dos dados, os indicadores de impacto, a escolha dos grupos de tratamento e de controle. Em seguida, na quinta seção, são apresentados os resultados obtidos na análise descritiva, a descrição dos modelos e métodos de estimação do efeito do Prêmio sobre a proficiência dos alunos da rede pública de ensino fundamental, bem como análise e discussão dos resultados dos modelos econométricos. Por fim, são reportadas as considerações finais.

2 POLÍTICAS DE INCENTIVO PARA MELHORIA DA EDUCAÇÃO

Diante da importância da questão educacional e do montante de recursos envolvidos nas políticas voltadas para sua melhoria, fez-se necessária uma forma objetiva de mensurar seu progresso relativo e absoluto que ateste a eficácia ou o fracasso das ações tomadas. Em resposta a isso, foram implementadas nos Estados Unidos, a partir da década de 1980, políticas de responsabilização ou *accountability*, que consistem em atribuir a equipe escolar co-responsabilidade pelos resultados alcançados.

Desde então, políticas semelhantes vem sendo usadas com sucesso em vários outros países. Conforme Brooke (2006), os elementos básicos presentes nos principais sistemas de responsabilização são: i) a divulgação dos níveis de desempenho das escolas; ii) o uso de testes padronizados para obter essas informações; iii) o estabelecimento de padrões de desempenho desejáveis; e, iv) a formulação de critérios de aplicação dos incentivos ou sanções conforme os padrões estabelecidos.

Hanushek e Raymond (2004) dividem os estados que adotam políticas de *accountability* em duas categorias conforme o tipo de incentivos, quando estes recaem diretamente sobre os professores e diretores por meio de bonificações e punições em função das notas dos alunos são chamados *consequential states*. Já outros que apenas divulgam os resultados são denominados *report card states*. Como destaca Andrade (2008), nos Estados Unidos na década de 1990, apenas os

consequential states registraram aumentos significativos nas notas dos alunos nas provas de proficiência.

Resultados exitosos foram obtidos a partir de políticas de responsabilização na Inglaterra e nos Estados Unidos. Carnoy, Loeb e Smith (2001) mostraram que o sistema de *accountability* do estado do Texas melhorou o desempenho dos alunos nos exames locais e nacionais ao longo da década de 1990, bem como ajudou a reduzir as taxas de evasão naquele estado. Em estudo mais recente, os mesmo autores constataram ainda que quanto mais claro for à ligação entre resultados e consequências, maior é a eficácia do programa (CARNOY E LOEB, 2004).

As principais críticas às políticas de responsabilização escolar recaem sobre a possibilidade de *gaming*, comportamentos oportunistas visando “inflar” artificialmente as notas dos alunos, como incentivar os piores alunos a deixar a escola ou elevar as taxas de reprovação (BRICKLEY, SMITH e ZIMMERMAN, 2004). Para coibir esse tipo de prática são utilizados diversos mecanismos, sendo o mais comum à vinculação da premiação a proporção de alunos avaliados. Sendo assim, o desenho do programa deve prever a possibilidade de *gaming*, criando mecanismos para evita-lo.

No Brasil existem algumas experiências de responsabilização no âmbito educacional. Em levantamento realizado durante a pesquisa nos sites oficiais dos governos subnacionais, constatou-se que pelo menos treze estados possuem algum tipo de programa de incentivos, como se observa no Quadro 1.

Estes programas podem ser classificados conforme os dois grupos propostos por Hanushek e Raymond (2004). No primeiro estão os *report card states*, aqueles estados que possuem sistemas de avaliação padronizados, divulgam os resultados e definem padrões de desempenho, porém não possuem uma forma direta de incentivos (ou punições), são os casos dos estados de Alagoas, Bahia, Goiás e Piauí. O segundo tipo de experiências desenvolvidas no Brasil, as dos

consequential states, vão além da divulgação dos resultados das provas por escola, com a distribuição de bônus às escolas ou profissionais como, por exemplo, Ceará, Rio de Janeiro e São Paulo.

Há ainda experiências que não se enquadram nesses dois grupos, o estado do Amazonas premia escolas com selo ISO de qualidade de gestão, e a avaliação se dá por meio de visita técnica. Outro caso particular é o estado do Rio Grande do Sul, que possuía um sistema de *accountability* até 2011 e o substituiu por uma avaliação interna mais qualitativa, onde os resultados são usados apenas pela escola.

O Estado do Ceará vem adotando deste de 2003, com apoio do Banco Mundial, uma filosofia de gestão orientada para resultados, o que na prática significou a utilização do *accountability* em vários aspectos da administração pública. Como resultados da aplicação deste conceito, passou a haver mais transparência e objetividade na concepção das políticas públicas no Estado.

No âmbito educacional, as políticas de responsabilização no Ceará datam desde a década de 1990, com ações para estimular o desenvolvimento da educação básica por meio do rateio da cota parte do ICMS, como destacam Petterini e Irff (2013). Com alterações posteriores, essa política passou a premiar os municípios com melhor desempenho em indicadores de resultados e impactos de sua rede de educação básica.

3 PRÊMIO ESCOLA NOTA DEZ

O Prêmio Escola Nota Dez foi instituído no Estado do Ceará por meio da Lei 14.371 de 2009, e tem como foco as escolas públicas de ensino fundamental com o intuito de melhorar o nível de aprendizado dos alunos. O Prêmio é o resultado do aprimoramento de políticas que vem sendo desenvolvidas no Estado desde 2001, quando foi criado o prêmio educacional Escola do Novo Milênio – Educação Básica de Qualidade no Ceará³, que concedia bonificações em dinheiro

³ Lei 13.203 de 2002.

a professores e técnicos administrativos das escolas, cujos alunos da 8ª série do ensino fundamental e 3º ano do ensino médio tivessem desempenho satisfatório no SPAECE.

Em 2004, o prêmio Escola do Novo Milênio foi extinto com a criação do Programa de Modernização e Melhoria da Educação Básica (PMMEB)⁴ que estabeleceu para o ano seguinte o Prêmio Escola Destaque que pagava 14º salário a servidores e professores das 50 escolas estaduais com melhor desempenho em indicadores como taxa de aprovação, taxa de abandono e a nota no SPAECE (VIEIRA, 2007). Este por sua vez foi substituído em 2009 por duas premiações distintas, o Prêmio Escola Nota Dez e o Prêmio Aprender pra Valer⁵ destinado apenas para as escolas estaduais de ensino médio e que distribuía bônus em dinheiro aos funcionários da escola de forma semelhante ao seu precursor.

Compondo o Programa Alfabetização na Idade Certa (PAIC), o Prêmio Escola Nota Dez tinha como público alvo apenas as escolas com turmas de 2º ano do ensino fundamental, avaliadas por meio do Índice de Desempenho Escolar (IDE), que por sua vez era calculado a partir das notas do SPAECE-Alfa. Em 2011 foram feitas modificações que aumentaram a abrangência do prêmio, incluindo agora alunos do 5º ano.

O prêmio almeja valorizar a gestão educacional com foco na aprendizagem do aluno e, por isso, funciona como política indutora, subsidiada em um modelo de aprendizagem institucional. Ele está focado na disseminação de boas práticas de gestão e pedagógica, tendo sido concebido no âmbito do regime de colaboração entre o Estado e os municípios.

Para ser elegível a receber o prêmio, a escola tem que figurar entre as 150 que obtiveram os melhores índices de desempenho escolar – IDE-Alfa e IDE 5, sendo a nota mínima aceitável 8,5 para o 2º ano

⁴ Lei 13.541 de 2004.

⁵ Lei 14.484 de 2009.

e 7,5 para o 5º ano. Além disso, o Estado concede apoio financeiro às 150 escolas com os piores resultados nesses indicadores visando dirimir a desigualdade de desempenho escolar.

Como condicionantes, a escola tem que ter no mínimo 20 alunos matriculados na série em questão bem como ter pelo menos 90% destes avaliados. Por fim, há ainda a exigência que, para que a escola possa receber o prêmio, no município onde ela se localiza pelo menos 70% dos alunos do 2º ou 5º ano alcancem o nível “Desejável” na escala SPAECE.

A escola recebe R\$ 2.500,00 por aluno avaliado como premiação. Sendo que o montante aferido consiste da multiplicação desse valor pelo número de alunos do segundo e do quinto ano do ensino fundamental avaliados pelo SPAECE. Por outro lado, as escolas apoiadas, isto é, as escolas com menores IDE-Alfa e IDE 5 recebem contribuição financeira equivalente à multiplicação do número de alunos do 2º e do 5º ano do ensino fundamental pelo valor *per capita* de R\$1.250,00, para implementação do plano de melhoria dos resultados de alfabetização 2º ano de proficiência do 5º ano.

As escolas beneficiadas têm obrigatoriamente de desenvolver em parceria pelo período de até dois anos, ações de cooperação técnico-pedagógicas como o objetivo de manter e melhorar os resultados de aprendizagem dos seus alunos. Nesse sistema, cada escola premiada fica responsável por auxiliar uma escola apoiada a atingir suas metas. Os repasses são efetuados em duas parcelas, sendo a segunda condicionada à manutenção dos bons resultados por parte das escolas premiadas e ao atingimento de metas de melhorias dos resultados para as escolas com baixo desempenho.

Estado	Nome do Programa	Ano de Criação	Testes Padronizados	Divulga os Resultados	Padrão de Desempenho	Incentivo ou Punição	Premia Profissionais
AL	Sistema de Avaliação Educacional de Alagoas	2001	Sim	Sim	Sim	Não	Não
AM	ISO nas Escolas	2012	Não	Não	Sim	Sim	Não
BA	Sistema de Avaliação Baiano da Educação	2007	Sim	Sim	Sim	Não	Não
CE	Sistema Permanente de Avaliação Básica do Ceará	2001	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
ES	Programa de Avaliação da Educação Básica do Espírito Santo	2000	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
GO	Sistema de Avaliação Educacional do Estado de Goiás	2011	Sim	Sim	Sim	Não	Não
MS	Programa Escola para o Sucesso	2003	Sim	Sim	Sim	Sim	Não
MG	Programa de Avaliação da Rede Pública de Educação Básica	2003	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
PE	Bônus de Desempenho Educacional	2008	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
PI	Sistema de Avaliação Educacional do Piauí	2011	Sim	Sim	Sim	Não	Não
RJ	Sistema de Avaliação da Educação do Estado do Rio de Janeiro	2008	Sim	Sim	Sim	Sim	Não
RS	Sistema Estadual de Avaliação Participativa	2012	Sim	Não	Não	Não	Não
SP	Sistema de Avaliação de Rendimento Escolar do Estado de São Paulo	2007	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Quadro 1 - Programas de School Accountability nos Estados Brasileiros

Fonte: Sites oficiais dos estados. Elaborado pelos autores.

A Secretaria de Educação define ainda parâmetros para a aplicação do dinheiro. Na primeira parcela, as escolas premiadas podem despende até 70% do valor em (i) infraestrutura e material pedagógico, até 20% com (ii) bonificação dos profissionais envolvidos e até 20% para a (iii) implementação da parceria com a respectiva escola apoiada. Esta por sua vez deve investir até 90% dos recursos no primeiro quesito e o restante no terceiro. Quanto à segunda parcela, cujo recebimento é condicionado ao atingimento das metas, tanto as escolas premiadas quanto as apoiadas poderão gastar até 30% com a premiação dos profissionais e o restante em infraestrutura.

3.1 Índices de Desempenho Escolar: IDE-Alfa e IDE 5

O Índice de Desenvolvimento Escolar (IDE) foi criado como o objetivo de expressar de maneira clara o desempenho das escolas nas avaliações do Sistema Permanente de Avaliação da Educação Básica do Ceará (SPAECE), em uma escala que varia entre 0 e 10. Esse índice possui duas versões, o IDE-Alfa que representa o desempenho da escola no processo de alfabetização e tem seu cálculo efetuado com base nos resultados do SPAECE-Alfa e, ainda, o IDE 5 que mede a proficiência média em Língua Portuguesa e Matemática no 5º ano do ensino fundamental, calculado com base na avaliação do SPAECE.

O IDE é composto por três elementos: a Proficiência da Escola, convertida para uma escala de 0 a 10, a Taxa de Participação na Avaliação e o Fator de Ajuste para a Universalização do Aprendizado, que tem por finalidade estimular as escolas a incluírem um maior percentual de alunos nos níveis adequados⁶.

A sofisticação do indicador de resultado, bem como os condicionantes do prêmio demonstram a clara preocupação dos idealizadores do prêmio com o *gaming*. A exigência de número mínimo de alunos e a taxa mínima de avaliação tende a desestimular os gestores escolares a práticas como a reprovação ou a omissão de

⁶ Ver metodologia de cálculo do IDE-Alfa e IDE 5 no Anexo I.

alunos com pior desempenho. Já a construção do Fator de Ajuste para a Universalização do Aprendizado, componente do IDE, garante o incentivo a manter o maior número de alunos possível nas categorias mais altas da escala.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

4.1 Fonte dos Dados

Para avaliar o impacto do Prêmio Escola Nota Dez sobre a proficiência dos alunos do ensino fundamental do Ceará, foram utilizados dados da Secretaria de Educação do Estado, como a lista de escolas premiadas e apoiadas pelo Prêmio nos anos de 2008, 2009, 2010 e 2011.

As demais informações, referentes à infraestrutura das escolas foram obtidas do Censo Escolar de 2007 e 2011, divulgado pelo INEP. Enquanto que o desempenho de proficiência média em Português e Matemática para as escolas do 5º ano são obtidos a partir da Prova Brasil.

4.2 Indicadores de Impacto

Para avaliar o impacto do Prêmio Escola Nota Dez, utilizam-se como indicadores de impacto as notas médias das escolas em Português e Matemática do 5º ano do ensino fundamental na Prova Brasil, nos anos de 2007 e 2011. A escolha desses indicadores se justifica por se tratar de uma avaliação externa que não está diretamente ligada ao Prêmio, prevenindo a ocorrência de *gaming*, como o treinamento dos alunos focado no estilo da prova, na véspera da avaliação para inflar as notas, sem representar necessariamente uma melhora no aprendizado dos mesmos.

4.3 Descrição dos Grupos de Tratamento e de Controle

Como o Prêmio contempla dois tipos de escolas, as 150 melhores e 150 com pior desempenho, existem dois tipos de tratamento a

serem analisados. Para avaliar o impacto sobre as proficiências do 5º ano em 2011, considera-se o fato das escolas terem sido contempladas pelo Prêmio referente à alfabetização do 2º ano em 2008. Assim, um dos grupos será composto pelas escolas que foram apoiadas e outro das que foram premiadas em 2008. Já o grupo de controle contempla as demais escolas da rede pública de ensino do Estado que não foram premiadas e/ou apoiadas nos anos de 2009 a 2011.

Cabe ressaltar que este grupo de controle não é o ideal, uma vez que estas escolas partiram de condições iniciais distintas, melhores se comparadas as escolas apoiadas, mas em condições piores se comparadas as premiadas. Isto deve ser levado em conta na interpretação dos resultados.

4.4 Descrição das Variáveis de Controle

Para garantir que o efeito estimado a partir dos modelos de diferenças e também pelo modelo de diferenças em diferenças, capte o efeito Programa, faz-se necessário controlar características das escolas, descritas Quadro 2, de modo a isolar o efeito do Prêmio. Estas variáveis se propõem a captar a complexidade da instituição, considerando desde as dependências e recursos pedagógicos como laboratórios, biblioteca e quadra de esportes ao número de funcionários e alunos, além de características da rede a que pertence (estadual ou municipal) e sua localização dentro do município (área urbana ou rural).

Variável	Descrição
Escola Estadual	1 se a Escola for Estadual e 0 se for Municipal
Escola Rural	1 se a Escola se localiza na Zona Rural e 0 se for em área Urbana
# Alunos Matriculados	Quantidade de Alunos Matriculados na Escola
Laboratório Informática	1 se a Escola possui Laboratório de Informática e 0 caso contrário
Laboratório Ciências	1 se a Escola possui Laboratório de Ciências e 0 caso contrário
Quadra de Esportes	1 se a Escola possui Quadra de Esportes e 0 caso contrário
Biblioteca	1 se a Escola possui Biblioteca e 0 caso contrário
# Computadores	Quantidade de computadores existentes na Escola
Internet	1 se a Escola possui Internet e 0 caso contrário
# Funcionários	Quantidade de Funcionários da Escola

Quadro 2 - Variáveis de Controle

Fonte: Elaborado pelos autores.

Ao longo do período em análise, 2007 a 2011, procederam-se várias rodadas de premiações, e muitas das escolas premiadas e/ou apoiadas (aqui denominadas como tratadas) em 2008 foram contempladas novamente durante os anos que se seguiram. Para controlar a superposição de tratamentos entre as escolas contempladas, construiu-se uma variável para captar o nível de tratamento, que assume valores de 0 a 7.

Note pelo Quadro 3, que foram consideradas os seguintes fatos: tempo e número de tratamentos. Por exemplo, uma escola apoiada ou premiada em 2008, 2009 e 2010 foi tratada três vezes, bem como recebeu tratamento em três anos, o que lhe assegura um nível de tratamento 7. Por outro lado, um escola que não foi nem apoiada nem premiada ao longo dos anos supracitados, possui nível de tratamento igual a 0.

Nível de Tratamento	A Escola foi Apoiada/Premiada			Tempo de Tratamento	Número de Tratamentos
	2008	2009	2010		
0	Não	Não	Não	0	0
1	Não	Não	Sim	1	1
2	Sim	Não	Não	2	1
3	Não	Sim	Não	2	1
4	Não	Sim	Sim	2	2
5	Sim	Não	Sim	3	2
6	Sim	Sim	Não	3	2
7	Sim	Sim	Sim	3	3

Quadro 3 - Variável Nível de Tratamento

Fonte: Elaborado pelos autores.

5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

5.1 Análise Descritiva dos Dados

Descritos os indicadores de impacto, bem como as covariáveis, se faz apropriado analisar de maneira descritiva os dados, antes de

apresentar e comentar os resultados das estimações. Para isto, se reserva a apresentação das estatísticas de 2007 e 2011, considerando as escolas tratadas (premiadas / apoiadas).

Pela Tabela 1 verifica-se que houve um aumento significativo da proficiência média de Português e Matemática no 5º ano das escolas cearenses da rede pública de ensino. Note que o aumento médio é superior a 25 pontos, e esse crescimento parece ter se dado em todos os estratos de nota, uma vez que até as escolas com notas mínimas em todos os grupos tiveram evoluções significativas.

Por outro lado, também se observa uma elevação dos desvios padrões, o que remete ao aumento da dispersão das proficiências médias em Português e Matemática. Isso indica que algumas escolas tiveram incremento de desempenho superior a outras, o que tende a aumentar à nota média apesar da heterogeneidade do desempenho.

Ao analisar por tipo de escola, premiada ou apoiada, percebe-se que entre as premiadas o aumento médio foi de 77 pontos, ou seja, mais que o dobro da média considerando todas as escolas do Estado. Note também que o desempenho das escolas apoiadas em 2007 é inferior ao das escolas premiadas em 7 pontos na média em Português e Matemática. Ao passo que, em 2011, a diferença é de 20 pontos na média.

Quando comparadas as não tratadas, as escolas apoiadas obtiveram praticamente a mesma evolução no período, algo em torno de 15% enquanto que as escolas premiadas tiveram um aumento substancialmente maior, em torno de 22%. Isto corrobora com a tese de que o aumento de desempenho dos alunos do 5º ano no Ceará no ano de 2011 *vis-à-vis* de 2007, não foi uniforme entre as escolas do estado.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas das Notas Médias de Português e Matemática

Escolas	Ano	Nota Média em Português				Nota Média em Matemática			
		Média	Desvio Padrão	Mín	Máx	Média	Desvio Padrão	Mín	Máx
Apoiadas	2007	152,6	13,0	130,9	190,1	168,8	12,1	145,0	196,5
	2011	176,9	17,0	152,5	255,7	192,6	20,0	160,0	284,8
	Var.	15,9%	30,3%	16,5%	34,5%	14,1%	65,5%	10,3%	45,0%
Premiadas	2007	160,5	17,7	126,2	228,5	175,0	18,6	145,2	255,2
	2011	195,6	20,3	161,3	263,9	214,3	26,8	172,2	285,6
	Var.	21,9%	14,3%	27,8%	15,5%	22,5%	44,5%	18,6%	11,9%
Não Premiadas ou Apoiadas	2007	157,2	14,1	108,0	213,9	172,5	14,6	118,2	233,3
	2011	182,1	16,3	137,5	248,4	198,5	20,7	154,8	301,1
	Var.	15,8%	15,4%	27,3%	16,1%	15,1%	42,0%	31,0%	29,1%
Total	2007	157,2	14,4	108,0	228,5	172,5	14,8	118,2	255,2
	2011	182,7	17,0	137,5	263,9	199,2	21,5	154,8	301,1
	Var.	16,2%	18,2%	27,3%	15,5%	15,5%	45,6%	31,0%	18,0%

Fonte: Prova Brasil/INEP. Elaborado pelos autores.

Como pode ser observado na Tabela 2, durante o período analisado houve uma popularização do uso da informática pelas escolas. Nesse período o número destas com laboratório de informática mais do que triplicou, e entre 2007 e 2011 a quantidade média de computadores por escola cresceu quatro vezes e meia, enquanto o número de escolas com acesso à internet mais do que dobrou. É notável também que, proporcionalmente, o aumento destes recursos se deu de forma significativamente maior entre as escolas premiadas, sugerindo que parte do prêmio teria sido destinado para a aquisição destes equipamentos.

Por fim, depreende-se ainda das estatísticas apresentadas, que houve no Estado do Ceará uma melhoria do quadro geral de desempenho e condições de ensino nas escolas públicas analisadas considerando o ensino fundamental, mas este veio acompanhado de certo grau de concentração. Isso pode ser consequência de falhas no mecanismo de incentivo fornecido pelos próprios programas de *school accountability* implementados.

5.2 Análise Econométrica: Avaliação de Impacto

Para estimar o impacto do Prêmio Escola Nota 10 sobre a proficiência média dos alunos é preciso saber quais teriam sido estas notas caso as escolas premiadas não tivessem recebido o prêmio. Como esta informação não é observável, assume-se um grupo de escolas que não receberam o tratamento, mas que sejam semelhantes as escolas tratadas. Este grupo de controle representará assim o contra factual não observado, ou seja, assume-se que, em média, as notas obtidas por estas escolas mostram de maneira consistente o que teria se realizado com as escolas premiadas caso estas não o tivessem sido.

5.2.1 Modelo de Diferenças

Seja D uma variável indicadora que assume o valor 1 se a escola foi tratada, isto é, premiada ou apoiada e 0 caso contrário (grupo de controle), Denote por Y_{07i} e Y_{11i} os resultado da escola i antes e depois do tratamento respectivamente. Sendo assim, o impacto médio do tratamento pode ser obtido a partir da diferença:

$$(1) E[Y_{11i} - Y_{07i} | D_i, X_i] = E[Y_{11i} | D_i, X_i] - E[Y_{07i} | D_i, X_i]$$

Esta pode ser estimada por mínimos quadrados ordinários, onde coeficiente de D_i reporta o efeito do Prêmio sobre o crescimento da proficiência média. Assim, estimou-se a seguinte forma:

$$(2) \Delta Y_i = \alpha + \gamma D_i + X_i \beta + \varepsilon_i$$

Neste caso ΔY_i é a variação do log do desempenho médio da escola i no 5º ano na Prova Brasil entre 2007 e 2011 e X_i são as variáveis de controle no período pre-tratamento, em 2007. Os resultados da estimação da Equação 2 podem ser observados na Tabela 3.

Visando separar os efeitos da política de incentivos do Prêmio Escola Nota 10, optou-se por estimar duas equações. Uma para captar o efeito médio sobre a taxa de crescimento na proficiência em Português e outra para Matemática. Observe que foram consideradas como grupo de tratamento, as escolas premiadas e apoiadas. Ressaltando que, foram consideradas como grupo de controle as demais escolas (isto é, não premiadas ou apoiadas) excluídas aquelas contempladas em qualquer edição do prêmio posterior a 2008.

Tabela 2 - Estatísticas Descritivas das Notas Médias de Português e Matemática

Características das Escolas		Apoiadas			Premiadas			Não Premiadas ou Apoiadas			Total	
		2007	2011	Var.	2007	2011	Var.	2007	2011	Var.	2007	2011
Escola Estadual	Quant. %	0	0,0%	-	1	28	-	29	29	-	2,4	-
		3			1,2	2,6		2,4	2,4		36	
Escola Rural	Quant. %	3	4,7%	-	2	31	-	36	36	-	2,9	-
		4,7%			2,4	2,9		2,9	2,9		1015	
Lab. Informática	Quant. %	16	53	231,3	9	67	644,4	294	1015	232,7	24,0	245,2
		25,0	82,8		11,0	81,7		24,9	82,9		24,0	82,8
Lab. Ciências	Quant. %	1	3	200,0	2	4	100,0	32	41	28,1	35	48
		1,6	4,7		2,4	4,9		3,0	3,8		2,9	3,9
Quadra de Esportes	Quant. %	31	31	0,0	46	42	-8,7	511	452	-11,5	588	525
		48,4	48,4		56,1	51,2		47,3	41,9		48,0	42,8
Biblioteca	Quant. %	42	42	0,0	53	52	-1,9	743	679	-8,6	838	773
		65,6	65,6		64,6	63,4		68,8	62,9		68,4	63,1%
Internet	Quant. %	24	49	104,2	23	72	213,0	365	894	144,9	412	1015
		37,5	76,6		28,0	87,8		33,8	82,8		33,6	82,8
Número Médio de Computadores		3,73	16,69	346,9	1,95	17,61	802,5	3,81	16,85	342,0	3,68	16,89
Número Médio de Funcionários		42,66	49,89	17,0	37,61	40,01	6,4	48,66	49,54	1,8	47,61	48,92
												2,7

Fonte: Elaborados pelos autores.

Analisando os resultados, percebe-se que houve um crescimento significativamente maior nas notas médias das escolas premiadas em 2008 frente as não premiadas, sugerindo que o prêmio no 2º ano do ensino fundamental teve efeitos benéficos que se estenderam até o 5º ano. O aumento foi percebido tanto na nota média de Português, que foi 4,34% maior entre as premiadas, como na de Matemática, onde a variação foi de 5,54%.

Por outro lado, entre as escolas apoiadas, observou-se um decréscimo da nota média em ambas as matérias, frente às demais escolas. Isso mostra certa dificuldade destas instituições de, mesmo com o apoio financeiro e técnico-pedagógico, alcançarem melhores resultados. Porém, como observado anteriormente, o fato das escolas não tratadas terem, a priori desempenho superior às apoiadas faz com que haja uma subestimação do efeito do tratamento.

Diante desses resultados, pode-se inferir fracamente que premiar as escolas com melhor desempenho na alfabetização dos alunos do 2º ano, tende a melhorar o desempenho dos alunos em fases posteriores de sua vida estudantil, corroborando com os resultados obtidos por Kalb e Ours (2013). Eles investigam o impacto do apoio a leitura em crianças australianos de 5 anos e observam que este contribui para melhorar a proficiência das mesmas na idade de 10 a 11 anos em até um desvio padrão.

Em virtude das limitações do modelo de diferenças, decidiu-se aferir o efeito do Prêmio a partir do método de Diferenças em Diferenças, mais robusto na análise dos contra factuais. O método e os resultados são descritos na próxima seção.

Tabela 3 - Resultado estimado a partir da variação nas proficiências médias de Português e Matemática do 5º ano para as escolas da rede pública de ensino, considerando os anos 2011 e 2007

Variáveis explicativas	Variação da Nota Português		Variação da Nota Matemática	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
Constante	0,1795***	0,0070	0,1691***	0,0074
Premiada em 2008	0,0434***	0,0139	0,0554***	0,0155
Apoiada em 2008	-0,0495***	0,0166	-0,0709***	0,0192
Nível de Tratamento Premiada	-0,0093***	0,0029	-0,0133***	0,0031
Nível Tratamento Apoiada	0,0223***	0,0047	0,0286***	0,0061
Escola Estadual	-0,0414**	0,0192	-0,0667***	0,0171
Escola Rural	0,0400*	0,0214	0,0377	0,0248
Alunos Matriculados	-0,0004***	0,0001	-0,0003***	0,0001
Laboratório de Informática	-0,0140	0,0106	-0,0006	0,0118
Laboratório de Ciências	-0,0099	0,0144	-0,0010	0,0135
Quadra de Esportes	0,0017	0,0060	0,0046	0,0065
Biblioteca	-0,0092	0,0068	-0,0124*	0,0075
Número de Computadores	0,0001	0,0007	-0,0009	0,0008
Internet	-0,0095	0,0064	-0,0076	0,0076
Número de Funcionários	0,0000***	0,0000	0,0000***	0,0000
Número de observações (escolas)	1226		1226	
R ² ajustado	0,09883		0,108866	
F(14, 1211) P-valor(F)	14,0663 (0,0000)		12,25782 (0,0000)	

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: ***, ** e * denotam a significância estatística aos níveis de 1, 5 e 10%, respectivamente. Erros padrão robustos à heterocedasticidade.

5.2.2 Modelo de Diferenças em Diferenças

De forma análoga ao modelo anterior, o modelo de Diferenças em Diferenças tem por objetivo obter o efeito médio do tratamento, no entanto este modelo considera tanto uma variação temporal como uma variação entre os grupos tratado e de controle. Assim, pode-se calcular o efeito médio do tratamento sobre os tratados – ATT, que pode ser expresso como a seguinte diferença dupla de médias:

$$(3) \text{ATT}_i = \{E[Y_{11i}|D_i = 1] - E[Y_{07i}|D_i = 1]\} - \{E[Y_{11i}|D_i = 0] - E[Y_{07i}|D_i = 0]\}$$

Note que esta formulação contempla a hipótese de que a variação temporal das notas médias entre as escolas não tratadas representa a variação contrafactual das escolas premiadas ou apoiadas, ou seja, as

escolas que não foram apoiadas nem tratadas reportam a trajetória da nota das escolas caso elas caso não tivessem sido contempladas pelo Prêmio Escola Nota 10. Como decorrência dessa hipótese, espera-se que a diferença entre a variação efetivamente observada para o grupo de tratamento e a variação contrafactual fornecida pelo grupo de controle capte o efeito causal.

Diante da descrição do Prêmio e pela disponibilidade dos dados, é possível estimar o modelo de Diferenças em Diferenças (DD) para avaliar o impacto do Prêmio Escola Nota Dez sobre a proficiência média em Português e Matemática das escolas de rede pública do ensino fundamental no 5º ano.

Para estimar esse modelo são considerados dois períodos de tempo, os resultados de 2007, anteriores ao tratamento e 2011 posterior ao mesmo, tanto para as escolas premiadas como para as apoiadas. Como o tratamento se deu em 2008 para os alunos do 2º ano é possível, observando os resultados em 2007 e 2011 para o 5º ano, verificar se houve diferença significativa na proficiência média que possa ser atribuída ao Prêmio.

Além disso, esse modelo permite eliminar característica comum aos dois grupos, tratamento e controle, uma vez que ambos apresentaram melhora de desempenho na proficiência média de Português e Matemática, como se observou na Tabela 1. Em outros termos, pode-se dizer que o modelo de Diferenças em Diferenças contempla a hipótese de tendência comum, de modo que a única coisa que se altera entre os grupos ao longo do tempo é a ocorrência do tratamento. Diante disso, o modelo empírico, a ser estimado é especificado como:

$$(4) \text{Nota média}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Premiada} + \beta_2 \text{Ano} + \beta_3 (\text{Premiada} * \text{Ano}) + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Sendo a Nota média as proficiências das escolas em Português e Matemática, enquanto X é um vetor que contemple as características das escolas. A variável Ano assume valor igual a 0 para as informações

de 2007, e valor igual a 1 para as de 2011. No caso dos grupos, assume valor igual a 1 caso a escola seja premiada (e também no caso das apoiadas) e 0 caso as escolas não recebam nenhum tipo de tratamento, isto é, pertençam ao grupo de controle. A partir da interação dessas variáveis, obtém-se *Premiada*Ano* que assume valor igual a 1 se, e somente se, a escola for premiada e as informações forem de 2011 (ou seja, grupo de tratamento após o prêmio), e 0 em caso contrário. Portanto, o modelo de diferenças em diferenças que leva em consideração a proficiência média em Português e Matemática aferida pela Prova Brasil de 2011, ano posterior ao tratamento recebido pela escola (premiada ou apoiada), e as notas médias de 2007 (antes da intervenção).

Descrito o modelo, a partir de agora são apresentados os resultados das estimações, reportadas na Tabela 4. Observe que ao considerar as escolas que foram apoiadas em 2008 em virtude do baixo desempenho na alfabetização dos alunos, não se observa impacto sobre o desempenho em Português e Matemática dos alunos do 5º ano. Sob essa perspectiva, pode-se dizer que o Prêmio conseguiu ao menos fazer com que as escolas apoiadas tivessem desempenho similar ao das escolas não tratadas. Sendo assim, justifica-se o desenho do Prêmio ao considerar benefício monetário para as escolas com baixo desempenho para que elas possam diminuir o hiato entre estas e as demais escolas.

Por outro lado, as escolas que foram premiadas em 2008 por apresentarem as melhores notas médias na alfabetização dos alunos do 2º ano, observa-se uma diferença positiva e significativa tanto na proficiência de Português quanto de Matemática. No caso do desempenho médio de Português o impacto estimado foi de 9,5 pontos na Prova Brasil, enquanto que em Matemática o aumento chega a 12,75 pontos.

Diante desses resultados, pode-se inferir que o Prêmio Escola Nota Dez apresenta impacto positivo na proficiência dos alunos da rede pública de ensino, principalmente, por premiar as escolas que

apresentam bom desempenho na alfabetização dos alunos do 2º ano do ensino básico.

Além disso, e, em decorrência, do aumento da dispersão das notas de proficiência entre as escolas considerando os anos e 2007 e 2011, reportado na Tabela 1, optou-se por estimar um modelo de diferenças em diferenças por meio de regressão quantílica. Nesse caso, o impacto do Prêmio é estratificado a partir das diferenças em diferenças acumulada por quartil da nota média, os resultados estão expostos na Tabela 5. Vale ressaltar que a opção por considerar esse estimador pode ser entendida como um teste de robustez dos resultados.

Note que, o efeito do Prêmio Escola Nota Dez sobre as escolas premiadas permanece positivo e estatisticamente significativo em todos os estratos das proficiências de português e matemática. Em relação ao impacto do Prêmio, verifica-se que na proficiência média das escolas entre os quartis aumentou em torno de 10 pontos, tanto em Português, quanto em Matemática. Cabe destacar, ainda, que estes valores não são estatisticamente diferentes dos obtidos na regressão anterior, uma vez que há intercessão dos intervalos de confiança dos coeficientes.

Entre as escolas apoiadas, não se observa diferença significativa entre o desempenho nas provas de proficiência de Língua Portuguesa e Matemática para os alunos do 5º ano quando comparadas ao grupo de controle (escolas não premiadas nem apoiadas).

Portanto, em função dos resultados estimados, pode-se dizer que o Prêmio Escola Nota Dez impacta positivamente o desempenho médio das escolas premiadas pela alfabetização (2º ano) e, ainda, que esse benefício se estende pelo menos até o 5º ano do ensino fundamental, aqui aferidos pelas notas médias em português e matemática da Prova Brasil. Além disso, o fato do Prêmio apoiar 150 escolas com os piores desempenhos na alfabetização e, pelo fato de não se observar diferença estatística nas proficiências médias das escolas apoiadas *vis-à-vis* as não premiadas, pode ser entendido como o aumento no desempenho das escolas apoiadas, uma vez que estas

150 escolas apresentaram os piores desempenhos na alfabetização dos alunos do 2º ano.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo se propôs a analisar qual o impacto do programa incentivo educacional, conhecido como Prêmio Escola Nota Dez sobre a proficiência média em Português e Matemática das escolas da rede pública de ensino fundamental do estado do Ceará. Para tanto, foram empregadas duas metodologias econométricas de avaliação, o modelo em diferenças e o diferenças em diferenças. A análise consistiu em verificar se as escolas premiadas pelo desempenho no 2º ano do ensino fundamental apresentaram melhoria nas notas da avaliação do 5º ano.

Para estimação desse impacto, foram consideradas como grupo de tratamento as escolas que foram premiadas e/ou apoiadas em 2008 pelo desempenho na alfabetização. Ao passo que as escolas do grupo de controle, não figuram nem entre as 150 melhores (premiadas) nem entre as 150 com piores desempenhos (apoiadas).

Tabela 4 - Resultado do Modelo de Diferenças em Diferenças, considerando a Proficiência Média em Português e Matemática das escolas do 5º ano, 2011 e 2007

Tipo de tratamento	Premiadas				Apoiadas			
	Matemática		Português		Matemática		Português	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
Constante	169,341***	0,8139	154,391***	0,7515	168,687***	0,8320	153,942***	0,7626
Tempo	20,7602***	0,9673	20,3101***	0,8057	21,8129***	1,0002	21,015***	0,8293
Premiada em 2008	1,0612	3,3828	-0,2656	3,2126	-7,0245**	3,3194	-9,435***	2,9341
Tempo*Premiada em 2008	12,7469***	3,0815	9,489***	2,3774	7,4593**	3,0646	4,4983	2,9238
Apoiada em 2008	-8,25816**	3,4541	-9,7886***	2,9931	-2,4861	2,7080	-0,7188	2,2286
Tempo*Apoiada em 2008	0,2899	1,1102	1,0609	1,1304	0,2806	1,1086	1,0537	1,1298
Nível Tratamento Premiada	1,5247	1,3018	1,8962*	0,9771	1,5299	1,3018	1,89966*	0,9772
Nível Tratamento Apoiada	-4,1489	2,9084	-3,1396	2,8063	-4,2392	2,9154	-3,2078	2,8102
Escola Estadual	-2,2780	2,9624	-1,7834	2,2994	-2,2210	2,9658	-1,7396	2,3016
Escola em área Rural	3,0466***	1,1492	2,2038**	0,9978	3,1702***	1,1528	2,29597**	1,0037
Laboratório de Informática	3,6213	2,8979	2,8707	2,3503	3,6932	2,9515	2,9122	2,3785
Laboratório de Ciências	-0,1257	0,8953	-0,2974	0,7743	-0,1545	0,8942	-0,3226	0,7735
Quadra de Esportes	1,5107*	0,9140	1,3821*	0,7878	1,5479*	0,9186	1,40417*	0,7900
Biblioteca	0,0532	0,0432	0,0443	0,0398	0,0549	0,0451	0,0455	0,0412
Número de Computadores	4,6165***	0,9431	5,0523***	0,8405	4,6708***	0,9505	5,10658***	0,8452
Internet	-0,0017	0,0027	-0,0019	0,0027	-0,0017	0,0026	-0,0019	0,0026

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: ***, ** e * denotam a significância estatística aos níveis de 1, 5 e 10%, respectivamente. Erros padrão robustos à heterocedasticidade.

Tabela 5 - Modelo de Diferenças em Diferenças estimado por regressão quantílica *Continua*

Grupos de Tratamento	Escolas Premiadas						Escolas Apoiadas						
	Português			Matemática			Português			Matemática			
	Coefficiente	Erro padrão	Coeficiente	Erro padrão	Coeficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão	Coeficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão	
Indicador de Impacto: Proficiência em													
Variáveis Explicativas	Quartil												
Constante	0,25	144,3760***	2,5714	159,2390***	2,5064	143,8150***	2,4662	159,098***	2,5367	168,692***	2,5052	178,885***	2,8339
	0,5	154,3050***	2,2984	169,2190***	2,5161	154,2230***	2,4321	168,692***	2,5052	178,885***	2,8339	178,885***	2,8339
	0,75	165,0170***	2,5965	179,2910***	2,6869	165,1750***	2,6367	178,885***	2,8339	178,885***	2,8339	178,885***	2,8339
Tempo	0,25	17,4811***	1,6205	17,0794***	1,5472	18,2485***	1,6251	17,7844***	1,6476	19,4461***	1,4125	18,5371***	1,3899
	0,5	19,3297***	1,1411	17,6834***	1,3523	19,4461***	1,4125	18,5371***	1,3899	20,6091***	1,7119	22,201***	1,6478
	0,75	20,3423***	1,5235	21,6785***	1,5454	20,6091***	1,7119	22,201***	1,6478	22,201***	1,7119	22,201***	1,6478
Premiada em 2008	0,25	-5,4979	3,4361	-2,6231	4,6788	-2,1621	3,2049	1,8318	4,1543	5,3684	3,3317	5,0936	3,5411
	0,5	0,1515	3,8766	-0,7539	4,1805	5,3684	3,3317	5,0936	3,5411	6,3854*	3,5290	6,9945*	3,6629
	0,75	2,7978	2,8706	5,2710	3,4161								
Tempo*Premiada em 2008	0,25	10,1353***	2,9653	9,5614***	3,1964								
	0,5	10,1618**	4,7306	12,3399**	5,2912								
	0,75	9,3606***	2,0716	10,0289***	2,8848								
Apoiada em 2008	0,25	-8,9121***	1,8034	-4,3715**	1,7973	-9,1575***	2,8742	-3,14	2,3098	-8,3596***	3,1671	-4,9236***	1,8821
	0,5	-8,5553***	3,0565	-6,8196**	2,6824	-11,1295**	4,6280	-6,5959	5,1504	-2,2857	2,5495	-0,8533	2,4625
	0,75	-10,0779**	4,5544	-8,5256*	4,5417	0,3471	4,1284	-2,0727	1,8585	0,3471	4,1284	-3,8528	4,872
Tempo*Apoiada em 2008	0,25												
	0,5												
	0,75												

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Erro padrão robusto à heterocedasticidade.

Tabela 5 - Modelo de Diferenças em Diferenças estimado por regressão quantílica

Conclusão

Grupos de Tratamento		Escolas Premiadas				Escolas Apoiadas			
		Português		Matemática		Português		Matemática	
Indicador de Impacto: Proficiência em Variáveis Explicativas	Quartil	Coefficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão
Nível Tratamento Premiada	0,25	2,0160	1,2698	1,7819	1,8152	1,9438*	1,0066	1,7899	1,8372
	0,5	0,7500	0,9833	1,1726	1,1773	0,7360	0,9853	0,8533	1,2649
	0,75	0,8338	1,2028	0,4277	1,4053	0,7527	1,1478	1,3933	1,4387
Nível Tratamento Apoiada	0,25	1,6249***	0,5777	0,0750	0,5912	1,9098***	0,6293	-0,3527	0,573
	0,5	0,9583	1,2253	1,0122*	0,5580	0,7680	1,2281	0,8173**	0,3565
	0,75	0,9713	1,6898	0,6652	1,8037	1,9476	1,2582	-0,0976	1,3346
Escola Estadual	0,25	-4,6339*	2,5957	-2,4270	2,7837	-4,6762*	2,6506	-2,8471	2,7093
	0,5	-0,0090	2,1236	-2,6172	3,0812	-0,1128	2,5046	-2,5366	3,0891
	0,75	-3,2722	2,1534	-3,0170	1,9620	-3,4027	2,4419	-2,5812	2,6894
Escola em área Rural	0,25	-2,6675	2,0745	-3,3454	3,3151	-2,1788	1,6426	-3,3758	3,8344
	0,5	-3,6573	2,5833	-2,6371	3,0818	-3,6850	2,5650	-2,8132	2,6519
	0,75	-0,4907	1,9801	-3,4741	3,4448	-1,5310	1,9604	-2,7249	3,9738
Laboratório de Informática	0,25	2,9684*	1,6075	3,7383**	1,5685	3,2008**	1,5960	3,8443**	1,5577
	0,5	3,4375**	1,3784	4,0594***	1,4900	3,4429**	1,4445	3,7744***	1,4458
	0,75	2,5679**	1,2972	2,6430*	1,5503	1,3632	1,5336	2,5056	1,6715
Laboratório de Ciências	0,25	2,4868	3,2453	-0,9304	3,1806	2,6213	3,3072	-0,6349	2,8033
	0,5	0,6363	2,2200	2,4115	3,0825	0,5661	2,7070	2,1511	3,7952
	0,75	1,9509	2,8041	0,8508	2,3223	1,4696	3,0266	0,4139	2,4494
Quadra de Esportes	0,25	0,0116	0,9968	-0,0311	0,9958	0,4144	0,9926	-0,2568	1,0055
	0,5	1,0862	1,0310	0,8009	1,1114	1,0485	1,0104	0,7831	1,0536
	0,75	-0,1700	1,0153	0,2647	1,1124	-0,3377	1,1064	-0,068	1,1972
Biblioteca	0,25	0,7784	1,2593	2,6531**	1,1739	1,0108	1,2190	2,6619**	1,2325
	0,5	0,3150	1,2755	1,1694	1,3621	0,3632	1,2345	1,1383	1,2637
	0,75	0,2337	1,2777	0,3053	1,4424	-0,3573	1,3437	0,3622	1,4559
Número de Computadores	0,25	0,0538	0,1326	0,0452	0,1194	0,0655	0,1315	0,0414	0,1238
	0,5	0,0215	0,0136	0,0612	0,0531	0,0173	0,0988	0,0599	0,0665
	0,75	-0,0098	0,0887	0,0364	0,0745	0,0675	0,0968	0,0635	0,0884
Internet	0,25	7,2926***	1,3179	4,5696***	1,3184	6,8373***	1,3283	4,6383***	1,3346
	0,5	4,3684***	1,3505	3,4350***	1,4175	4,4874***	1,3113	3,9853***	1,1982
	0,75	4,7813***	1,3278	4,7852***	1,5407	4,9768***	1,5006	5,0326***	1,5957
Número de Funcionários	0,25	-0,0020	0,0858	-0,0022	0,0847	-0,0019	0,0821	-0,0021	0,0851
	0,5	-0,0043	0,0793	-0,0042	0,0888	-0,0043	0,0825	-0,0043	0,0856
	0,75	-0,0068	0,0846	-0,0064	0,0924	-0,0067	0,0892	-0,0064	0,0984

Fonte: Elaborado pelos autores. Nota: Erro padrão robusto à heterocedasticidade.

Além disso, foram utilizadas informações da Prova Brasil de 2007 e 2011 para avaliar o referido efeito, uma vez que em 2007, as proficiências em Português e Matemática do 5º podem ser consideradas antes do tratamento do Prêmio (que se iniciou em 2008). Ao passo que, o desempenho de 2011 é considerado após Prêmio em decorrência das escolas terem sido contempladas pelo desempenho do 2º ano em 2008, enquanto que em 2011 as crianças alfabetizadas em 2008, *ceteris paribus*, estariam no 5º ano do ensino fundamental.

Os resultados obtidos da pesquisa apontam para um impacto positivo e significativo do Prêmio sobre as escolas, em especial aquelas que já apresentavam bom desempenho. Há indícios ainda de que o apoio às escolas com proficiência mais baixa pode possibilitar que estas se igualem as demais em termos de notas médias. Assim, infere-se que o apoio dado pelo Prêmio nos anos iniciais da vida estudantil tem efeito persistente, pelo menos até o 5º ano do Ensino Fundamental.

Por fim, os dados mostram que, de maneira geral, a educação básica no Estado do Ceará passou por uma evolução substancial durante o período analisado, e nesse sentido o presente estudo mostra que parte desse quadro de melhorias pode ser creditada a política de incentivo educacional Prêmio Escola Nota Dez. A resposta positiva desta política de *accountability* na educação sugere que programas que se utilizam desse sistema podem colaborar com a melhoria da qualidade do ensino público brasileiro.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, E. C. “School Accountability” no Brasil: experiências e dificuldades. **Revista de Economia Política**, v. 28, n. 3 (111), pp. 443-453, 2008.

BRICKLEY, J.; SMITH, C.; ZIMMERMAN, J. **Managerial Economics and Organizational Architecture**. McGraw Hill, 2004.

BROOKE, N. O Futuro das Políticas de Responsabilização no Brasil.

Cadernos de Pesquisa, v. 36, n. 128, p. 377-401, 2006.

CARNOY, M.; LOEB, S. A Responsabilidade externa tem efeito nos indicadores educacionais dos alunos? Uma análise entre os estados dos EUA. **Documento n. 29 de Preal**, abr.2004.

CARNOY, M.; LOEB, S.; SMITH, T. Do higher state test scores in Texas make for better high school outcomes? CPRE, nov.2001. Consortium for Policy Research in Education: University of Pennsylvania. (Research Report Series RR-047)

CEARÁ. Secretaria de Educação. **Resultado Escolas Premiadas**. Disponível em: <<http://www.paic.seduc.ce.gov.br/index.php/resultados/escolas-premiadas>>. Acesso em: 30 jul. 2014.

FREY, B.; OBERHOLZER-GEE, F. The Cost of Price Incentives: An Empirical Analysis of Motivation Crowding- Out. **The American Economic Review**, Vol. 87, n. 4, pp. 746-755, 1997.

GLEWWE, P.; ILIAS, N.; KREMER, M. Teaching Incentives. **National Bureau of Economic Research Working Paper**, n. 9671, 2003.

HANUSHEK, E.; RAYMOND, M. (2004) Lessons about the design of state accountability Systems; em Paul E. PETERSON and Martin R. WEST (ed.), No Child Left Behind? The Politics and Practice of Accountability; Washington, DC: Brookings.

JACOB, B.; LEVITT, S. Rotten Apples: An Investigation of the Prevalence and Predictors of Teacher Cheating. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 118, p 843-877, 2003.

KALB, G.; OURS, J. Read to Young Children: A Head-Start in Life? Working Paper, 2013. Disponível em: <<http://www.education.vic.gov.au/Documents/about/research/readtoyoungchild.pdf>>. Acesso em: Setembro de 2014.

OLIANI, K.; SCORZAFAVE, L. Proficiência e *Gaming* no Sistema de Pagamento de Bônus aos Professores da Rede Estadual Paulista. **40º**

Encontro Nacional de Economia, 2012.

PETTERINI , F. C.; IRFFI, G. D. Evaluating the impact of a change in the ICMS tax law in the state of Ceará in municipal education and health indicators. **Economia** v. 14, n. 3–4, p. 171-184, 2013.

TAVARES, P. A. **Três Ensaio em Economia da Educação**. 2014. 105 f. Tese (Doutorado) - Curso de Economia, FGV, São Paulo, 2014. Cap. 1.

VIEIRA, S. L.; Gestão, avaliação e sucesso escolar: recortes de trajetória cearense. **Estudos Avançados**, v. 21, n. .60, p. 45-60, 2007.

WINTERS, M. A. Measuring the effect of charter schools on public school student achievement in an urban environment: Evidence from New York City. **Economics of Education Review**, v. 31, n. 2, p. 293-301, 2012.

ANEXO I – Metodologia de Cálculo do IDE-Alfa e IDE 5

a) Proficiência da Escola na Escala de 0 a 10

$$\textit{Profic.na Alfabetização} = \frac{\textit{Nota no SPAECE Alfa}}{200} \times 10$$

$$\textit{Profic.em Língua Portuguesa} = \frac{\textit{Nota Língua Portuguesa S.}}{200}$$

$$\textit{Profic.em Matemática} = \frac{\textit{Nota Matemática SPAECE} - 75}{200} \times$$

b)Taxa de Participação da Avaliação

$$\textit{Taxa de Participação} = \frac{\textit{Total de alunos avaliados}}{\textit{Total de alunos matriculados}}$$

c) Fator de Ajuste de Universalização do Aprendizado (FAUA)

FAUA Alfabetização

$$\begin{aligned} &= 0,25 \times n^{\circ} \text{ de alunos com profic. entre } 3,8 \text{ e } 5 + 0,5 \\ &\times n^{\circ} \text{ de alunos com profic. entre } 5 \text{ e } 6,3 + 0,75 \\ &\times n^{\circ} \text{ de alunos com profic. entre } 6,3 \text{ e } 7,5 \\ &+ n^{\circ} \text{ de alunos com profic. entre } 7,5 \text{ e } 10 \end{aligned}$$

FAUA Língua Portuguesa

$$\begin{aligned} &= 0,25 \times n^{\circ} \text{ de alunos com profic. entre } 0 \text{ e } 2,5 + 0,5 \\ &\times n^{\circ} \text{ de alunos com profic. entre } 2,5 \text{ e } 5 + 0,75 \\ &\times n^{\circ} \text{ de alunos com profic. entre } 5 \text{ e } 7,5 \\ &+ n^{\circ} \text{ de alunos com profic. entre } 7,5 \text{ e } 10 \end{aligned}$$

FAUA Matemática

$$\begin{aligned} &= 0,25 \times n^{\circ} \text{ de alunos com profic. entre } 0 \text{ e } 2,5 + 0,5 \\ &\times n^{\circ} \text{ de alunos com profic. entre } 2,5 \text{ e } 5 + 0,75 \\ &\times n^{\circ} \text{ de alunos com profic. entre } 5 \text{ e } 7,5 \\ &+ n^{\circ} \text{ de alunos com profic. entre } 7,5 \text{ e } 10 \end{aligned}$$

d) IDE-Alfa

$$\text{IDE} - \text{Alfa} = \text{Profic. na Alfabetização} \times \text{Taxa de Participação} \times \text{FAUA Alfabetização}$$

e) IDE 5

IDE 5 Língua Portuguesa

$$\begin{aligned} &= \text{Profic. Língua Portuguesa} \times \text{Taxa de Participação} \\ &\times \text{FAUA Língua Portuguesa} \end{aligned}$$

IDE 5 Matemática

$$= \text{Profic. Matemática} \times \text{Taxa de Participação} \times \text{FAUA Matemática}$$

$$\text{IDE 5} = \frac{\text{IDE 5 Língua Portuguesa} + \text{IDE 5 Matemática}}{2}$$

A QUALIDADE DO ENSINO NO ESTADO DO CEARÁ: UMA ABORDAGEM COM REGRESSÃO QUANTÍLICA E DEA COM BASE NOS DADOS DO IDEB

Wellington Ribeiro Justo *
Cícero Francelino da Silva **

RESUMO

Este artigo buscou identificar os determinantes do desempenho dos alunos cearenses nos testes de proficiência em língua portuguesa e matemática. Em um segundo momento buscou estimar a eficiência do desempenho dos alunos nestes testes ao nível municipal para em seguida identificar os determinantes. Foram utilizados microdados do IDEB de 2011. Na análise dos determinantes do desempenho, seja no nível individual ou agregado por município foram estimadas regressões quantílicas. Para estimação da eficiência utilizou-se o DEA. A frequência com que os alunos frequentam a biblioteca e se eles leem livros tem um efeito positivo de maior magnitude para os alunos que estão no topo da distribuição do desempenho nos testes de proficiência. Já no nível agregado, o Gini tem um efeito positivo para os estudantes dos municípios que estão na parte inferior da distribuição e negativo para aqueles que estão no topo. Os resultados apontam a necessidade de um olhar mais atento dos planejadores de políticas públicas quando o objetivo é elevar a qualidade do ensino e torná-la mais equitativa para melhorar a qualidade do crescimento econômico.

Palavras - Chave: Palavras-chave: Desempenho escolar; DEA; regressão quantílica; Qualidade do Crescimento.

* Professor Associado do Curso de Economia da URCA. Doutor em Economia pelo PIMES-UFPE.

** Graduando em Economia pela URCA.

1 INTRODUÇÃO

Desde a última década do século passado o Brasil tem apresentado grande progresso na economia com taxas de crescimento acima da média histórica. Neste sentido, têm surgidas discussões acerca da qualidade deste crescimento. Questões são levantadas com o intuito de verificar quão este crescimento foi adequado para reduzir a pobreza ou melhorar a qualidade de vida das pessoas. Outros questionamentos ocorrem no sentido de analisar dimensões tais como igualdade de renda e proteção ambiental. Destas discussões surgem correntes de propostas para respaldar políticas públicas para acentuar a qualidade deste crescimento econômico.

Segundo Thomas *et al* (2000) o desenvolvimento pode refletir na melhoria da qualidade de vidas das pessoas ao expandir a sua capacidade de definir o seu futuro. De modo geral, isto requer uma maior renda per capita, mas, sobretudo colocam em jogo outras ações. A educação mais equitativa, por exemplo, juntamente com melhores oportunidades de emprego e diminuição da discriminação racial e de gênero, passam a ter destaque no conjunto de políticas. Alia-se a estas ações um sistema judicial e legal imparcial bem como maior liberdade civil e política. Por fim uma vida cultural mais rica.

Para Thomas *et al* (2000) os principais valores para o desenvolvimento são o capital físico, humano e natural. Para acelerar o crescimento tem se enfatizado muito o investimento em capital físico. Contudo, o equilíbrio entre estes é crucial para o crescimento com qualidade. Sobretudo para os pobres, o investimento em capital humano é importante para permitir acumulação com reflexos na produtividade e avanço tecnológico da economia de longo prazo.

O investimento em capital humano, sobretudo para os mais pobres melhora a distribuição das oportunidades no mercado de trabalho ao tornar mais equitativa a conclusão educacional. Segundo Ravallion e Datt (2002) uma desigual distribuição educacional poderia causar perda de bem estar para a sociedade ao impedir a utilização de

novas tecnologias e inibindo a saída de pessoas para além da linha de pobreza.

Destarte, autores como Castro (2000) afirmam que a educação brasileira está passando por um processo de universalização, principalmente no ensino fundamental em consequência de atos realizados pelo Ministério da Educação (MEC). As regiões Norte e Nordeste apresentam, desde meado da década de 1990, um processo prioritário de universalização do atendimento escolar, onde os efeitos mais significativos foram obtidos no início. Entretanto, o comportamento dos alunos do ensino fundamental segue abaixo da média nacional, em comparação com os indicadores do Sul e Sudeste.

Barro e Mendonça (1997), não obstante, apontam que os resultados provocados pela ampliação da escolaridade da população podem ser tanto privados, por causar benefícios diretos aqueles que se educam e à sua família, como externos, trazendo benefícios à sociedade como um todo. Os efeitos privados podem ser medidos em relação ao avanço nas condições de vida daqueles que procuram se educar. Um maior acervo educacional eleva sua produtividade, permitindo melhores ensejos de trabalho, e consequentemente, maior rendimento.

Para BARROS *et al*(2000) o desenvolvimento socioeconômico está próximo da ampliação educacional, pois esta ação aumenta a produtividade do trabalho, aumentando os salários e diminuindo a pobreza e as desigualdades, ao gerar mobilidade social.

Já Silva e Oliveira (2012) destacam que o primordial para o avanço da educação não está apenas na quantidade de recursos financeiros destinados, mas o importante é como eles são alocados, especialmente na melhoria do ambiente escolar e da formação docente.

Soares (2005) ao analisar a interseção da proficiência em matemática dos estudantes da 4^a e 8^a série do ensino fundamental e da 3^a série do ensino médio observou que em todas as séries existem alunos com graus de conhecimento compatível com séries mais avançadas e mais atrasadas. Desta forma o autor afirma que o ensino médio agrega

pouco em aquisição de conhecimentos a seus alunos da escola básica brasileira e estes não adquirem as competências cognitivas esperadas em sua série. Para ele o sistema educacional brasileiro apresenta não só problemas em seus indicadores de fluxo, mas também sérios problemas de qualidades.

O Estado do Ceará também exhibe problemas referentes à educação de seus estudantes, problemas como formação dos professores, infraestrutura escolar, além de analfabetismo. Com relação à infraestrutura escolar, em 2007, 4,3% das escolas de ensino fundamental no semiárido cearense não tinham saneamento básico adequado e 5,9% não possuíam energia elétrica, além disso, apenas 9,3% das escolas tinham laboratório de informática e apenas 30,8% tinham bibliotecas (SILVA *et al*, 2011).

Neste contexto de discussões da importância da educação como ferramenta de promoção social como variável chave para a qualidade do crescimento econômico este artigo busca identificar os determinantes da proficiência dos alunos cearenses da 9ª série do ensino fundamental nos exames de matemática e português utilizando da imensa base de microdados do IDEB de 2011 através de regressão quantílica. Em segundo momento o estudo busca estimar a eficiência do desempenho dos alunos por município do estado do Ceará em 2011 por meio do DEA e em seguida busca-se identificar os determinantes desta eficiência também por meio de regressão quantílica.

Este artigo avança na literatura ao analisar em conjunto as características individuais, familiares e condições das escolas no desempenho dos exames de proficiência de matemática e português e em seguida identificar os determinantes da eficiência do desempenho dos alunos nos testes de proficiências nos municípios cearense.

O artigo está dividido em mais 5 seções além desta introdução. A seção 2 traz a revisão de literatura. A seção 3 traz o modelo teórico. Na seção 4 apresenta-se a metodologia. A seção 5 discutem-se os resultados e finalmente na última seção são apresentadas as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

De acordo com Soares (2005) as relações entre os fatores que estão ligados ao desempenho cognitivo são complexas. Pois uma intervenção em fatores sociais, escolares ou familiares interfere não só na aquisição de conhecimento do aluno, mas também nos outros fatores explicativos. O autor ainda afirma que o nível socioeconômico do alunado é o fator mais importante nos resultados escolares de alunos mesmo sendo uma sujeição extra escolar, dificulta o aprendizado do aluno e afeta inteiramente o funcionamento e a coordenação das escolas e das salas de aula.

Zoghbi *et al* (2010) analisando os gastos por aluno da rede municipal do estado de São Paulo, relacionando a média de proficiência da 4^o e 8^o série do ensino fundamental, considerando a média das redes municipais do Brasil para matemática e português, utilizando como metodologia uma função de produção para calcular os índices, os indicadores e os escores de eficiência, notaram que os municípios paulistas encontram-se em uma posição privilegiada em relação ao restante do país. Revela-se que os municípios paulistas apresentam médias superiores à média nacional em matemática e português. Observaram também que os municípios do estado de São Paulo apresentam taxa superior de aprovação em relação à media nacional, enquanto o Brasil tem uma taxa de 75,4% de aprovação, os municípios paulistas concentram-se entre 85% e 100%.

Rodrigues (2009) por sua vez aponta que os efeitos associados à variação no nível socioeconômico dos alunos são importantes para ilustrar as variações temporais no desempenho escolar, tanto na análise micro (aluno) como na análise macro (escola). Uma redução na qualidade deste atributo contribui para diminuir a média e elevar a desigualdade dos resultados dos alunos nos exames de proficiência. O autor afirma também que as escolas são responsáveis por grande parte da variabilidade no desempenho dos alunos e expõem que alunos com características individuais e familiares parecidas podem

atingir diferentes níveis de proficiência, simplesmente por estudarem em escola distinta. O autor adotou em seu estudo as técnicas empíricas de decomposição, pois com os resultados desta função tem-se o grau de sensibilidade do desempenho escolar aos insumos individuais, familiares e escolares inseridos no processo educacional.

Conforme Curi e Menezes Filho (2013) fatores como infraestrutura, escolaridade da mãe, nível ocupacional do pai, renda familiar e mensalidade escolar tem correlação positiva com o nível educacional mais elevado do aluno. O autor ratifica que as condições socioeconômicas estão relacionadas ao desempenho dos alunos. Das mil escolas analisadas pelos autores do ensino médio no estado de São Paulo sendo elas particulares e públicas, utilizando dados do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) as melhores escolas são aquelas que têm alunos com melhores condições socioeconômicas, maior renda, pais com nível educacional elevado e que trabalham em ocupações melhores. Portanto, o aprendizado do aluno depende muito das características socioeconômicas da sua família e que o nível de mensalidade é também importante para determinar o desempenho médio dos alunos, pois escolas com mensalidade mais caras apresentam uma melhor infraestrutura de ensino e assim refletindo em um elevado desempenho médio de seus alunos.

Segundo Amaral e Filho (2008) a qualidade escolar da educação e o desempenho escolar têm importantes impactos econômicos. Um aumento nestas variáveis tem como consequência maior taxa de crescimento do produto e maiores rendimentos individuais. Após utilizar dados da prova Brasil de 2005 os autores afirmam que não existe relação entre gastos educacionais e desempenho escolar, este resultado confirma a tese de que a estrutura de incentivos no sistema educacional não beneficia o aumento na qualidade do ensino e está de acordo com boa parte da literatura sobre o tema. O método de estimação utilizado neste estudo foi o método dos mínimos quadrados como também a utilização de regressão quantílicas onde permite verificar o impacto dos gastos sobre as notas para diferentes quantis

da variável dependente.

Silva *et al* (2011) ao analisarem o desempenho dos estudantes da 8ª série no semiárido cearense, utilizando dados da prova Brasil 2007, notaram um impacto negativo quanto à localidade dos municípios. Os autores afirmam que alunos de escolas municipais apresentam desempenho pior do que o das escolas estaduais ou federais. Isto reflete que os problemas observados nos municípios do semiárido estão causando grandes problemas na aprendizagem dos estudantes cearenses. Em geral, as escolas que são de responsabilidade dos municípios possuem falta de recursos financeiros, que provavelmente prejudica o aprendizado dos alunos. Para estimação dos seus resultados os autores utilizaram regressões quantílicas para analisar o desempenho dos alunos pela distribuição das notas, notando assim um comportamento diferenciado de algumas variáveis, em cada quantil observado.

No Brasil, o sistema de avaliação da educação básica (SAEB) começou a se desenvolver no final da década de oitenta e foi implantado pela primeira vez em 1990. Teve papel importante na literatura nacional com relação à eficácia e desempenho educacional, porque o teste avalia os estudantes das últimas séries de cada etapa da educação básica, e dispõe de uma base de dados que tem resultados dos testes de proficiência nas disciplinas mais importantes para o desempenho do aluno, como informações sobre as características dos alunos, do ambiente familiar, das escolas, professores e gestores.

Menezes (2007) utilizando dados do Saeb para examinar o desempenho dos alunos da 4ª e 8ª série do ensino fundamental e da 3ª série do ensino médio nos testes de proficiência, afirma que o desempenho dos alunos brasileiros é muito ruim com relação ao que seria desejável em relação a outros países. Além disso, seus dados mostram uma desigualdade muito ampla nas notas dentro de cada Estado, com escolas muito boas e muito ruins dentro da mesma rede de ensino.

De acordo com Soares e Satyro (2008), os insumos escolares sobre desempenho educacional nas escolas brasileiras de ensino fundamental com relação idade-série, são fatores muito relevantes nas definições dos resultados educacionais e têm um forte impacto no desempenho do aluno principalmente no caso de escolas com mais precariedade de condições de infraestrutura. Os autores utilizaram três modelos em seu estudo o primeiro foi uma relação linear entre a defasagem idade-série mediante o modelo dos mínimos quadrados ordinários, o segundo é o modelo empilhador com uma estimação da mesma relação linear usando todos os anos para os quais foi dado, este modelo utiliza uma fonte de variação muito importante que é a variação no tempo, por fim o modelo de efeitos fixos que consiste em identificar todas as observações relativas a uma escola e compara-las com a média dessa mesma escola.

Araújo *et al* (2011) analisam quatro programas de intervenção para crianças provenientes de famílias muito desfavorecidas que foram identificadas através de testes de inteligência e de um índice de status socioeconômico. Os programas foram desenvolvidos por meio de um círculo de aprendizagem ativo focando o incremento cognitivo relacionado ao planejamento, expressão e compreensão. Três dos programas reduziram a necessidade de educação especial e contribuíram em muito para a redução do problema de repetição escolar. Os autores afirmam que os participantes foram mais propensos a concluir o ensino médio e tornaram-se menos propensos a participar de atividades relacionadas ao crime e delinquência, e que os programas de primeira infância reduzem a criminalidade e elevam o desenvolvimento intelectual das crianças.

A experiência de um programa de primeira infância de qualidade para a população desprovida é uma condição indispensável, mas não satisfatória para se avançar em direção a uma sociedade mais desenvolvida, igualitária e, sobretudo menos violenta. No Brasil, há vários programas que são implementados em larga escala sem qualquer contrapartida de avaliação. Esta dinâmica impede a criação de um

conjunto de evidência que nos permite aprender com os experimentos passados. (ARAÚJO *et al*, 2011).

O capital humano é a característica mais marcante da economia do conhecimento, pois nele são encontradas duas características fundamentais que são a educação e as habilidades. Desta forma, numa sociedade do conhecimento, a educação é considerada a criadora do capital humano, pois é universal e o nível de educação cresce para as novas áreas de conhecimento, as quais requerem mais treinamentos e educação atualizada, influenciando assim o comportamento e o desenvolvimento humano (BENTO, 2006).

3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Definindo uma função de bem estar econômico seguindo Thomas *et al* (2000). U é uma função de bem estar separável e aditiva com N indivíduos.

$$U = \sum_{i=1}^N u(c_i) + \sum_{i=1}^N v(h_i; R), \quad (1)$$

onde c_i é o consumo do indivíduo; i , h_i é o capital humano do indivíduo i , e R , o nível (agregado) dos recursos ambientais. R assume-se que seja um bem público puro, e daí sua distribuição entre a população é irrelevante. Igualmente, $u(\cdot)$ e $v(\cdot)$ estão aumentando e estritamente côncavos. Uma aproximação de segunda ordem de U avaliado pelos valores médios calculados de c e dos rendimentos h é dada pela equação (2):

$$U \approx Nu(\bar{c}) + \sum_{i=1}^N u'(\bar{c})(c_i - \bar{c}) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N u''(\bar{c})(c_i - \bar{c})^2 + Nv(\bar{h}; R) + \sum_{i=1}^N v'(\bar{h}; R)(h_i - \bar{h}) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N v''(\bar{h}; R)(h_i - \bar{h})^2 \quad (2)$$

$$U \approx Nu(\bar{c}) + \sum_{i=1}^N u'(\bar{c})(c_i - \bar{c}) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N u''(\bar{c})(c_i - \bar{c})^2$$

$$+ Nv(\bar{h}; R) + \sum_{i=1}^N v'(\bar{h}; R)(h_i - \bar{h}) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N v''(\bar{h}; R)(h_i - \bar{h})^2$$

onde \bar{c} é a média ou consumo *per capita*, \bar{h} é a média ou capital humano *percapita*, $u'(\bar{c})$, $v'(\bar{h}; R)$ são as primeiras derivadas com respeito a c e a h , respectivamente, avaliados em valores médios \bar{c} e \bar{h} e $u''(\bar{c})$ são as segundas derivadas. Examinando o valor esperado, obtemos a média de bem estar por indivíduo i , conforme a equação (3)

$$E(U) \approx u(\bar{c}) + \frac{1}{2} u''(\bar{c})\sigma_c^2 + v(\bar{h}; R) + \frac{1}{2} v''(\bar{h}; R)\sigma_h^2, \quad (3)$$

onde σ_c^2 é a variação consumo por meio da população e σ_h^2 é a variação da distribuição do capital humano por meio da população. Pela concavidade estrita de $u(\cdot)$ e $v(\cdot)$, tem-se que $u'' < 0$ e $v''(\cdot) < 0$. Logo, o bem estar agregado ou esperado está aumentando em c e diminuindo em σ_c^2 e σ_h^2 . Além do mais, devido a $v(\cdot)$ estar aumentando em R , $\partial v''/\partial R \approx 0$ é suficiente para obter que $E(U)$ também está crescendo em R . A partir da definição anterior, o crescimento sustentado requer que a expansão do capital físico ao longo do tempo seja acompanhada pelo crescimento positivo do capital humano, sem piorar sua distribuição. Igualmente, é provável que o crescimento sustentado diminuirá a pobreza, e não é coerente com uma piora na distribuição de renda. O crescimento sustentado aumenta \bar{c} e \bar{h} e reduz, ou pelo menos não aumenta, σ_c^2 e σ_h^2 . Logo, é provável que o crescimento sustentado aumente o bem-estar, $E(U)$ na equação(3), enquanto R não cair ou cair de modo suficientemente lento. A Otimização do Setor Privado Como assumido anteriormente, o capital humano (h) e o capital natural (R) estão sujeitos a duas externalidades possíveis associadas ao consumo e à produção. As externalidades de consumo originam-se do fato de que os efeitos diretos positivos de h e R sobre a função do bem estar

podem ser apenas parcialmente consideradas pelo setor privado em suas decisões de dotações de recursos. Externalidades de produção crescem porque muito da expansão tecnológica positiva associada a h não pode ser levada em consideração pelo setor privado. Além do mais, parte do valor de R como um recurso produtivo também pode ser ignorado pelo setor privado, particularmente nos casos em que os direitos de propriedade do capital natural não estão bem definidos.

Neste ponto, adotamos uma suposição extrema: que todos os valores de consumo direto de h e R sobre a função do bem-estar (assim como os efeitos distributivos representados pelo σ_c^2 e σ_h^2) são ignorados pelas decisões do setor de produção privado. Além disso, assume-se que as externalidades de produção estabelecem um reforço entre os produtos marginais privados de h e R e os verdadeiros produtos marginais desses recursos. Ou seja, o setor privado só considera uma fração da contribuição de h e R para a produção.

Assumindo, ainda, que um nível mínimo de consumo de subsistência c_s existe. A representatividade doméstica precisa de um nível de consumo c para sobreviver e não permitirá que o consumo atinja níveis abaixo de c_s . Ou seja, impõem-se uma condição de subsistência, $c - c_s \geq 0$. Sob estas suposições, o problema relevante é a maximização do valor atual descontado de $u(\tilde{c})$ como oposição àquele do $E(U)$ – sujeito às seguintes condições:

$$\begin{aligned}
 \text{(i)} \quad & \dot{k} = G(k, h; R; A(k, h); p) - c - I_h^g - I_h^p - I_R^g \\
 \text{(ii)} \quad & c - c_s \geq 0 \\
 \text{(iii)} \quad & \dot{h} = I_h^g + I_h^p \\
 \text{(iv)} \quad & \dot{R} = \phi(R) + \beta I_R^g - \psi[G(\cdot)], \\
 \text{(v)} \quad & k(0) = k_0; \quad h(0) = h_0; \quad R(0) = R_0
 \end{aligned} \tag{4}$$

onde k é o capital físico *per capita*, $G(\cdot)$ é a função PIB *per capita* da economia, $A(\cdot)$ é um índice de produtividade, p representa as variáveis

da política e fatores exógenos, I_h^g é o investimento do governo no capital humano, I_h^p é o investimento privado no capital humano, β é um parâmetro, I_R^g é o investimento do governo no capital natural, $\phi(R)$ é uma função de crescimento dos recursos renováveis através do tempo e $\Psi(\cdot)$ é uma função crescente do PIB que reflete o possível impacto direto negativo da atividade econômica aumentada no capital natural. Assumindo que a população N é fixa de modo que, utilizando as unidades apropriadas, pode ser normalizada para 1, daí a distinção entre variáveis totais de *per capita* na Equação (4) tornar-se irrelevante. Assume-se uma taxa zero de desvalorização de k e h . Assumindo uma taxa de depreciação logarítmica constante para esses bens não afetam nenhum dos resultados.

O Caso de uma Economia de Renda Média comum Consumo Inicial Muito Acima da Subsistência seguindo THOMAS *et al*(2000).

Assumem-se as condições (4) (ii) não está comprometendo; a economia é suficientemente rica para permitir $c > c_s$ em todas as vezes. Analisando o papel da condição de subsistência no caso da economia pobre. Pode-se mostrar que o setor privado, neste modelo, investe apenas em k se o produto do capital físico $Gk(\cdot)$ for mais alto que o produto do capital humano marginal, como percebido pelo setor privado, $G_p^h(\cdot)$. Ele investirá tanto em k quanto em h se o $G_p^h = Gk$ e só irá investir em h se $G_p^h > Gk$. Logo, ao assumir que k é de início relativamente baixo, $I_h^p = I_R^p = 0$ e $k > 0$.

Neste caso, a principal razão pela qual o setor privado investe apenas em um fator é a hipótese de que todos os fatores sejam produzidos fora de uma função produtiva comum. A partir das condições de primeira ordem do problema citado, pode-se derivar a taxa de crescimento da economia no modo habitual se $Gk > G_p^h$. O crescimento econômico é uma função crescente da brecha entre um retorno marginal para o capital e seu custo marginal, $b(\cdot)$. Sob a

afirmação habitual da aversão do risco constante, por exemplo, que $u''(c) \cdot c / u'(c) \phi > 0$, é uma constante e onde $u(c)$ é definido na Equação (3), a taxa de crescimento econômico é:

$$\dot{c}/c = \frac{1}{\phi} [G_k(k, h; R, A; p) - b(r; p)], \quad (4)$$

onde \dot{c}/c é a taxa de crescimento de consumo *per capita* (suprimindo a barra sobre c), $G_k(\cdot)$ é uma função que reflete um produto marginal do capital físico para um dado nível de A e r é a taxa de desconto. Assim, têm-se quatro situações possíveis segundo Thomas *et al* (2000, p199):

(i) O crescimento sustentado requer um crescimento absolutamente equilibrado dos bens.

(ii) O crescimento sustentado pode ser realizado com crescimento desequilibrado.

(iii) O crescimento sustentado pode ser obtido com uma expansão de recursos semi-equilibrada.

(iv) O crescimento sustentado pode ser realizado com um relativo crescimento equilibrado dos recursos.

4 METODOLOGIA

4.1 Fonte dos dados

Este trabalho utilizou inicialmente dados de natureza secundária, provenientes dos microdados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB) referente ao ano de 2011 e do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) referente ao ano de 2013. A base de dados contemplou os 184 municípios do Estado da Ceará, com o número de observações de 99213 referentes apenas aos estudantes que estão concluindo o ensino médio representando a nona série do ensino fundamental, distribuídos em todos os municípios do estado do Ceará.

4.2 Descrição das Variáveis

Para a análise dos determinantes do desempenho dos alunos nos testes de proficiência de matemática e língua portuguesa foram utilizadas as seguintes variáveis: *profpsaeb* (proficiência em língua portuguesa), *profmatsaeb* (proficiência em matemática), *depadm* (dependência administrativa), *locali* (localidade) *turno* (turno) *vpailendo* (se o aluno vê o pai lendo), *morapai* (Se a aluno mora com o pai), *descolapai* (escolaridade do pai), *freqpaireuniao* (frequência com que o pai vai as reuniões na escola), *paiincestuda* (se o pai incentiva o filho a estudar), *paiincedever* (se o pai ensina a tarefa do filho), *paiincler* (se o pai incentiva o filho a ler), *lejornal* (se o aluno ler jornal), *lelivro* (se o aluno ler livro), *freqbiblioteca* (frequência do aluno a consulta na biblioteca), *horatv* (número de horas assistindo tv por semana).

Para a estimação da eficiência do desempenho dos alunos por município por meio do DEA: Primeiro modelo: *profpsaeb* (proficiência em língua portuguesa) –output; recursos do fundeb, Despesas Com educação e Número de docentes que são os input; Segundo modelo *profmatsaeb* (proficiência em matemática) –output- e os mesmos inputs. A escolha destas variáveis foi inspirada no estudo de Curi e Filho (2013).

Para os determinantes da Eficiência do desempenho dos alunos nos testes de proficiência em língua portuguesa e matemática por município: *profpsaeb* (proficiência em língua portuguesa), *profmatsaeb* (proficiência em matemática), *eanosestudo* (escolaridade média), *t_atraso_0_fund* (taxa de atraso no ensino fundamental), *t_fbfund* (% de pessoas em domicílios em que ninguém tem fundamental completo), *gini* (coeficiente de Gini), *idhm* (Índice de desenvolvimento humano municipal) *erdp* (renda domiciliar *per capita*).

4.3 Modelos empíricos

Análise Envoltória de Dados (DEA)

Historicamente o método de Análise Envoltória de Dados (DEA) inicia com a tese de doutorado de Edward Rhodes. Com o objetivo de analisar os resultados de experimento educacional de larga

escala em escolas públicas americanas, foi desenvolvido um modelo matemático que relacionava resultados, como, por exemplo, o aumento da autoestima com insumos como tempo gasto pelos pais em exercício de leitura com os filhos. O experimento de estimação da eficiência técnica de escolas com múltiplos insumos e produtos resultou na formação do modelo CCR significado dado em consequência dos sobrenomes dos autores Charnes, Cooper e Rhodes (CHARNES *et al*, 1997).

De acordo com Charnes *et al* (1978) o modelo DEA é um método não paramétrico para mensuração comparativa de eficiência de unidades tomadoras de decisão. O padrão comparativo de eficiência de uma dada unidade é alcançado por intermédio da relação do desempenho das outras unidades sob análise. Esta referência é obtida através da observação da *best practice*.

O modelo de retornos constantes à escala pode ser reformulado, com a finalidade de possibilitar retornos variáveis às DMUs avaliadas. Este procedimento foi proposto por Banker, Charnes e Cooper (1984), onde ficou conhecido como BCC, por conta das iniciais dos autores. A ideia era introduzir uma restrição de convexidade ao modelo CCR. Esta nova adaptação prevê retornos variáveis à escala, que pode ser escrito da seguinte forma.

$$\begin{aligned} & \text{MIN}_{\theta, \lambda} \quad \theta, \\ & \text{sujeito a:} \\ & \quad -y_i + Y\lambda \geq 0, \\ & \quad \theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ & \quad N_1 \lambda = 1, \\ & \quad \lambda \geq 0, \end{aligned}$$

Onde N_1 é um vetor ($n \times 1$) de algarismo unitários. Isto transformou a abordagem numa superfície convexa de níveis em interseção, onde as informações são envolvidas em uma forma mais compacta do que a superfície formada pelo modelo com retornos constantes (GOMES e BAPTISTA, 2004).

Regressão Quantílica

O método de regressão quantílica permite analisar o impacto das variáveis explicativas nos diferentes pontos da distribuição condicional da variável dependente, permitindo assim, explorar uma maior quantidade de informação estatística presente nos dados. Este método apresenta vantagens em relação ao modelo dos mínimos quadrados ordinários, que estima apenas o efeito médio do impacto de uma variável na distribuição condicional de outra variável dependente (SILVEIRA NETO e CAMPELO, 2003).

O modelo de estimação conhecido por regressão quantílica foi introduzido por Koenker e Bassett (1978), a fim de analisar os determinantes de salários, efeito da discriminação salarial e desigualdade e renda. Desde então tem motivado vários pesquisadores nas diversas constatações empíricas envolvendo desigualdade de rendimentos.

Conforme Koenker e Basset (1978), a regressão quantílica θ pode ser representada a partir da solução de:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i: y_i > x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i \leq x_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta| = \min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_{\theta}(\mu_{\theta_i})$$

Sendo que ρ_{θ} é definida por:

$$\rho_{\theta}(u_{\theta_i}) = \begin{cases} \theta u_{\theta_i}, & u_{\theta_i} \geq 0 \\ (\theta - 1)u_{\theta_i}, & u_{\theta_i} < 0 \end{cases}$$

Observar que diferentemente da marginalização de quadrados, aqui há minimização de valores absolutos. O modelo especifica a função quantil condicional da variável dependente y , dada a matriz de regressores X . Tendo em vista que as variáveis explicativas não influenciam de forma similar os diferentes níveis de desempenho educacional dos estudantes, foram estimadas regressões para os quantis: 0,10; 0,25; 0,50; 0,75 e 0,90, em que o Q_{θ} quantil condicional do nível de desempenho educacional pode ser representado por:

$$Q_{\theta}(y_i | X_i) = X_i' \beta_{\theta}, \theta \in (0,1)$$

Os coeficientes da regressão quantílica podem ser interpretados por intervenção da derivada parcial do quantil condicional em relação a um regressor particular, ou seja, semelhante a uma variação marginal no Qth quantil condicional por conta de uma mudança no regressor. O autor afirma também que é respeitável advertir que a amostra individual Qth pode não mais pertencer a um quantil de suas características medidas por uma mudança em um regressor particular (JUSTO 2008).

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

5.1 Evidências Iniciais

As estatísticas descritivas da proficiência em língua portuguesa e matemática dos alunos cearenses no IDEB de 2011 são apresentadas na Tabela 1. Percebe-se que o desempenho médio dos alunos em português é ligeiramente inferior ao desempenho em matemática. A dispersão, contudo é maior em português. A maior média foi obtida em Matemática e a menor em português. Percebe-se também que a menor nota obtida foi em português e a maior em matemática.

Tabela 1 - Estatística descritiva

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Coefficiente de Variação (%)
Proficiência em Língua Portuguesa	207,83	51,45	77,20	410,10	24,76
Proficiência em Matemática	218,58	50,69	90,13	438,72	23,19

Fonte: Elaborado pelos autores com base no IDEB (2011).

A Figura 1 traz a distribuição espacial da proficiência em língua portuguesa dos alunos cearenses no IDEB 2011 por município. Observa-se que dos 184 municípios, 15 são outliers inferiores e apenas um é outlier superior. Há 31 municípios no quartil inferior e 46 no segundo quartil. No terceiro quartil também há 46 municípios. No quartil superior há 45 municípios.

Espacialmente, observa-se que o desempenho não tem uma concentração forte que caracterize *cluster* do desempenho dos alunos regionalmente. Observa-se que há dispersão do desempenho dos alunos distribuídos em todo o estado, ou seja, não há predominância de uma das faixas de desempenho em áreas específicas do estado.

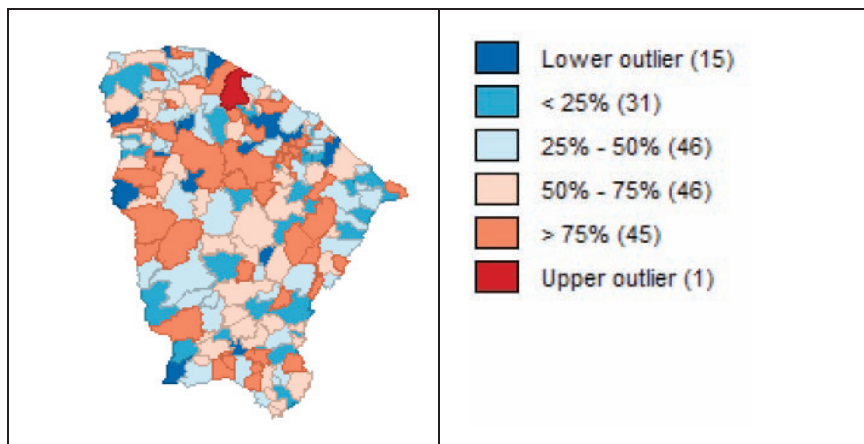


Figura 1 - Distribuição espacial da proficiência em língua portuguesa nos municípios cearenses

Fonte: Elaborado pelos autores com base no IDEB (2011).

A Figura 2, por sua vez, apresenta o padrão espacial da proficiência em matemática dos alunos cearenses no IDEB de 2011. Os resultados assemelham-se aos apresentados em português. Contudo, em matemática, não há *outlier* superior. Em termos de quartis, o número de municípios em cada um é bem próximo daqueles apresentados em português. Há 31 municípios no primeiro quartil, 46 no segundo, terceiro e quartil superior.

Espacialmente, a distribuição dos resultados da proficiência em matemática também é bem distribuída entre os municípios do Ceará. Ou seja, em todas as regiões do estado observa-se que há municípios com desempenho em cada uma das faixas.

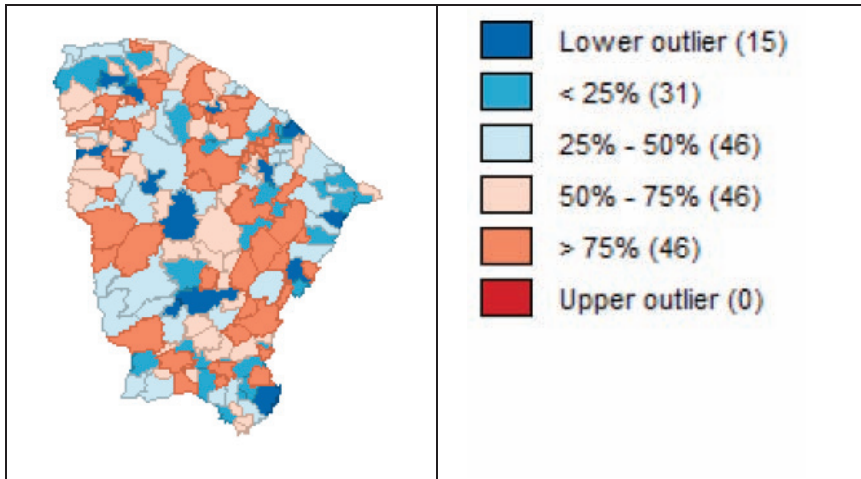


Figura 2 - Distribuição espacial da proficiência em matemática nos municípios cearenses

Fonte: Elaborado pelos autores com base no IDEB (2011).

Para um exame mais detalhado, buscou-se identificar a relação dos municípios com os maiores desempenhos em português e matemática. Estes resultados podem ser vistos na Tabela 2. Groaíras é o município com a maior média em português e Senador Pompeu em matemática. Entre os dez municípios com maior média em português apenas o município de Penaforte é do Cariri. Em matemática, contudo, nenhum entre os dez melhores é do Cariri.

Com relação aos dez municípios com melhor desempenho cognitivo em língua portuguesa e matemática, o destaque é a macrorregião Sobral/Ibiapaba em que os municípios Hidrolândia, Groaíras, Meruoca e Senador Pompeu apresentam melhor desempenho tanto na proficiência em língua portuguesa como em matemática, acompanhado pelas macrorregiões do Litoral Oeste com os municípios Acaraú e Jijoca de Jericoacara e Região Metropolitana de Fortaleza com Fortaleza e Itaitinga. As macrorregiões Sertão Central, Cariri Sul e Litoral Leste/Jaguaribe, destacam-se apenas no desempenho da proficiência em língua portuguesa com os respectivos municípios Canindé, Pedra Branca, Iguatu, Penaforte, Jati e Palhano. Já as duas

macrorregiões: Sertão dos Inhamuns e Baturité não apresentaram nenhum município em destaque nas duas proficiências analisadas. A tabela mostra também que os municípios de Acaraú, Jijoca de Jericoacara, Canindé e Hidrolândia apresenta ótimo desempenho tanto na proficiência em língua portuguesa como em matemática, e o município de Iguatu apresenta um excelente lugar se destacando na terceira posição entre os dez municípios com melhor desempenho na proficiência tanto em língua portuguesa como em Matemática. Outro município que se destaca é o município de Groaíras que está na primeira posição na proficiência em língua portuguesa e na quarta posição em matemática.

Tabela 2 - Relação dos dez municípios cearenses com melhor desempenho na proficiência em língua portuguesa e Matemática

Município	Proficiência em Língua Portuguesa	Município	Proficiência em Matemática
Palhano	261,96	Fortaleza	255,36
Jati	262,72	Jijoca de Jericoacara	255,40
Penaforte	262,95	Canindé	255,71
Acaraú	269,55	Hidrolândia	257,27
Pedra branca	270,92	Meruoca	258,39
Jijoca de Jericoacara	271,20	Acaraú	259,39
Canindé	275,96	Groaíras	262,83
Iguatu	282,93	Iguatu	268,01
Hidrolândia	290,13	Itaitinga	343,18
Groaíras	298,27	Senador Pompeu	376,00

Fonte: Elaborado pelos autores com base no IDEB (2011).

No extremo oposto a Tabela 3 traz a relação do ranking dos municípios com pior desempenho dos alunos cearenses no teste de proficiência de português e matemática. Um destaque negativo é a macrorregião Sobral/Ibiapaba em que os municípios de Croatá e Varjota apresentam piores desempenhos tanto na proficiência em língua portuguesa como em matemática e Ibiapina apenas em matemática. Acompanhado pelas macrorregiões sertão dos Inhamuns

(Crateus, Catunda) Litoral Leste/Jaguaribe (Iracema, Jaguaribara), Cariri Centro Sul (Santana do Cariri, Salitre), Região Metropolitana de Fortaleza (Pindoretama, Pacajus). A tabela mostra também que os municípios de Pindoretama, Croatá, Catunda, Varjota, Salitre e Granja destacam-se negativamente estando entre os índices de desempenho na proficiência em língua portuguesa e Matemática.

Tabela 3 - Relação dos dez municípios cearenses com pior desempenho em proficiência em Língua Portuguesa e Matemática

Município	Proficiência em Língua Portuguesa	Município	Proficiência em Matemática
Croatá	205,70	Santana do Cariri	178,57
Catunda	205,88	Pindoretama	203,94
Varjota	206,38	Catunda	204,89
Granja	209,59	Croatá	205,07
Crateus	212,12	Salitre	206,56
Pindoretama	212,83	Granja	207,07
Salitre	215,33	Jaguaribara	207,91
Iracema	215,80	General Sampaio	208,33
Capistrano	216,28	Ibiapina	208,37
Pacajús	216,74	Varjota	209,86

Fonte: Elaborado pelos autores com base no IDEB (2011).

Outro foco no desempenho dos alunos cearenses nos testes de proficiência em língua portuguesa e matemática é examinar este desempenho por turno. A Tabela 4 mostra estes resultados. Os resultados apontam que o turno da manhã é o turno com maiores valores médio em desempenho dos alunos cearenses na proficiência em língua portuguesa e matemática. O desempenho dos alunos do turno da tarde é intermediário e os piores resultados ficam para os alunos do turno da noite. Estes resultados são importantes para adoção de políticas públicas na educação. Estes mostram que uma saída para melhorar o desempenho dos alunos é dar condições para que estes estudem no turno da manhã. É provável que os alunos do turno da noite sejam aqueles que trabalham e estudam e, por isto, não têm condições de estudar pela manhã.

Tabela 4 - Desempenho dos alunos cearenses em proficiência em língua portuguesa e matemática por turno

Turno	Proficiência em Língua Portuguesa	Proficiência Matemática
Manhã	250,66	257,02
Tarde	232,53	238,68
Noite	213,97	217,30
Total	240,54	246,66

Fonte: Elaborado pelos autores com base no IDEB (2011).

Uma discussão presente entre os educadores e políticos é a responsabilidade pela educação entre as unidades administrativas. Neste sentido, a Tabela 5 apresenta o resultado do desempenho dos alunos cearenses nos testes de proficiência em Português e matemática por unidade administrativa.

Como podem ser observados na Tabela 5, os alunos cearenses pertencentes à rede federal de ensino perfizeram o melhor desempenho em proficiência em língua portuguesa e matemática por dependência administrativa. A rede privada obteve a segunda maior pontuação, estando próximo do valor recebido pelas escolas públicas federais¹. A rede estadual e municipal de ensino obtiveram os menores valores, respectivamente, perfizeram 238,17 e 226,87. Vale destacar que esses resultados revelam os diferentes contrastes existentes na rede pública de ensino brasileira. Os dados são compatíveis com a pesquisa de Barbosa (2014), onde o autor faz uma avaliação dos fatores determinantes do desempenho educacional do estudante brasileiro utilizando dados do ENEM 2011. O desempenho das escolas federais é cerca de 36% superior ao das escolas municipais em língua portuguesa e cerca de 29% acima da média geral, o que é bem significativo.

De forma similar, é o desempenho por unidade administrativa no teste de matemática. Contudo, a diferença favorável às escolas federais é de cerca de 45% em relação às escolas municipais e de

¹ Em geral, as escolas públicas de ensino fundamental e médio federais que apresentam melhor desempenho no ENEM são ligadas às Universidades Federais e aos Institutos federais. Estas escolas têm se destacado em nível nacional também nos exames do ENEM (INEP, 2014).

aproximadamente 38% acima da média geral.

Tabela 5 - Desempenho dos alunos cearenses em proficiência em língua portuguesa e matemática por dependência administrativa

Dependência Administrativa	Proficiência em Língua Portuguesa	Proficiência Matemática
Federal	307,90	339,10
Estadual	238,17	239,49
Municipal	226,87	232,69
Privada	274,34	286,21
Total	238,98	245,11

Fonte: Elaborado pelos autores com base no IDEB (2011).

Outra preocupação tanto para educadores como para os tomadores de decisão é a possível diferença de rendimento escolar dos alunos em relação à localização, ou seja, entre os alunos que estudam nas áreas urbanas e aqueles que estudam na zona rural dos municípios. Neste sentido, a tabela 6 traz a relação ao desempenho dos alunos cearenses em proficiência em língua portuguesa e matemática de acordo com a localização. Na Tabela 6, é possível observar que há uma diferença considerável no desempenho dos alunos que estudam no meio urbano e rural. Em termos médios, os alunos que estudam nas áreas urbanas perfizeram 244,18 pontos em língua portuguesa e 249,91 em matemática. Em contraste, os alunos do meio rural perfizeram 220,18 pontos em língua portuguesa e 227,73 em matemática. Ou seja, em média os alunos do meio rural apresentaram resultados cerca de 10% menor em português e 9% menor em matemática. Parece pouco, mas considerando que o desempenho médio dos alunos cearenses é bem inferior à média nacional, este resultado é mais grave ainda. Este resultado contrasta com políticas públicas que pretendem fixar o homem no campo. Pois, assim os jovens da área rural saem em busca de melhores oportunidades para estudar e acabam não retornando ao campo, criando assim um círculo vicioso de pobreza no campo. Uma saída é justamente melhorar as condições de infraestrutura das escolas rurais e capacitar mais os professores.

Tabela 6 - Desempenho dos alunos cearenses em proficiência em língua portuguesa e matemática por localidade

Localidade	Proficiência em Língua Portuguesa	Proficiência Matemática
Urbana	244,18	249,91
Rural	220,18	227,73
Total	238,98	245,11

Fonte: Elaborado pelos autores com base no IDEB (2011).

Do ponto de vista de avaliação da aprendizagem e política educacional, é importante ter parâmetros da evolução do desempenho dos alunos ao longo da sua formação educacional. Neste sentido, são apresentados na Tabela 7 os resultados do desempenho dos alunos cearenses em português e matemática, de acordo com os resultados do IDEB (2011) em três níveis distintos. Como podem ser visto na Tabela 7, há uma evolução do desempenho dos alunos a partir da quinta série do ensino fundamental nas duas áreas avaliadas. O melhor resultado é obtido justamente pelos alunos do terceiro ano do ensino médio. Esse resultado sugere um amadurecimento das práticas educacionais adotadas pelas escolas cearenses permitindo aos alunos acumularem conhecimentos ao longo da sua vida escolar.

Em termos percentuais, há uma melhoria de aproximadamente 39% no desempenho dos alunos entre a quinta série do ensino fundamental e o terceiro ano do ensino médio no teste de língua portuguesa. Já em matemática o avanço no rendimento é de aproximadamente 29% no mesmo intervalo.

Tabela 7 - Desempenho dos alunos cearenses em proficiência em língua portuguesa e matemática por série

Série	Proficiência em Língua Portuguesa	Proficiência Matemática
5ª	188,33	204,33
9ª	238,98	245,11
3º do Ensino Médio	261,35	264,55
Total	229,51	237,97

Fonte: Elaborado pelos autores com base no IDEB (2011).

5.2 Eficiência do Desempenho dos Alunos Cearenses nos testes de proficiência de Língua Portuguesa e Matemática por meio do modelo DEA

A Tabela 8 apresenta estatísticas descritivas dos resultados do DEA que avaliou a eficiência do desempenho dos alunos cearenses da nona série do ensino médio com dados do IDEB (2011) assim como de outras variáveis que foram utilizadas na estimação do modelo que avalia os fatores determinantes desta eficiência.

O escore de eficiência médio entre os municípios cearenses no teste de proficiência em língua portuguesa foi de 0,411 e 0,401 no teste de matemática. A dispersão da eficiência, contudo, foi bem mais elevada para português com mais do dobro da dispersão verificada em matemática². A média dos anos de estudos entre os municípios cearenses foi de 9,67 com uma baixa dispersão. Este resultado sugere que, em geral, os municípios têm mantido um padrão equitativo da escolaridade média.

A taxa média de atraso do ensino fundamental entre os municípios do estado do Ceará foi 65,68% com uma dispersão relativamente baixa. Isto aponta que a política educacional parece seguir uma orientação do governo estadual tamanha a baixa dispersão deste indicador. É possível, então, esperar que com o aprimoramento desta política tenhamos melhores resultados com o passar dos anos e alcançando praticamente todos os municípios. A taxa de frequência bruta ao ensino fundamental apresentou média de 112,89 com a menor dispersão entre todas as variáveis analisadas. Este resultado corrobora com o resultado anterior e também sugere que, a persistir a política educacional no estado do Ceará, os resultados positivos aparecerão de forma bem similar em praticamente todos os municípios do estado.

O coeficiente de Gini médio dos municípios cearenses foi de 0,528 com dispersão relativamente baixa, ou seja, a dispersão relativa

² Por falta de espaço não foram apresentados o valor do escore de eficiência de cada um dos municípios cearenses para português e matemática. No entanto os autores podem disponibilizá-los.

deste indicador em torno da média é relativamente baixa entre os municípios. Ressalta-se que este valor médio coloca o estado como um dos que apresentam a renda mais concentrada entre os estados brasileiros.

Já a renda per capita média foi de R\$ 264,64. Este resultado agrava o resultado anterior. Ou seja, além de haver uma renda relativamente concentrada ela é relativamente muito baixa. É a variável com a maior dispersão relativa. Desta forma, políticas de desconcentração de renda provavelmente deveriam ser acompanhadas de políticas de crescimento da renda para obterem resultados mais robustos no crescimento dos municípios.

Tabela 8 - Análise descritiva das variáveis utilizadas no estudo dos determinantes dos escores de eficiência em língua portuguesa e matemática nos municípios do Ceará

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	CV
Escore de Eficiência LP	0,411	0,252	0,084	1,692	61,3
Escore de Eficiência Matemática	0,401	0,240	0,083	1,429	131,39
Média de Anos de Estudo	9,675	0,509	8,180	10,97	5,26
Taxa de Atraso do Ensino Fundamental	65,68	6,450	46,18	82,58	9,82
Taxa de Frequência Bruta ao Ensino Fundamental	112,8	4,896	100,7	136,0	4,34
Gini	0,528	0,046	0,420	0,660	8,71
Renda Per Capita	267,63	76,335	171,6	846,3	28,5
% de pessoas em domicílios em que ninguém tem fundamental completo	35,75	6,793	16,14	54,65	19,0
IDHM	0,617	0,032	0,540	0,754	5,19

Fonte: Elaborado pelos autores com base no IDEB (2011).

O percentual de pessoas em domicílios em que ninguém tem ensino fundamental é de aproximadamente 36%. Este resultado aponta que há muito espaço para a universalização de escolaridades

mais elevadas da população dos municípios cearenses. Finalmente o índice de desenvolvimento humano municipal (IDHM) médio foi de 0,617. Este indicador também coloca o estado em posição desfavorável em relação aos demais estados brasileiros.

A Figura 3 apresenta a distribuição espacial do escore de eficiência da proficiência em língua portuguesa entre os municípios do Ceará. Observa-se que não há *outliers* inferiores e apenas um *outlier* superior. Em termos de quartil, a distribuição ocorre bastante equitativa. Ou seja, em cada quartil, há 46 municípios. Examinado em termos de distribuição espacial, percebe-se que em todas as regiões do estado têm municípios em cada uma das faixas de eficiência.

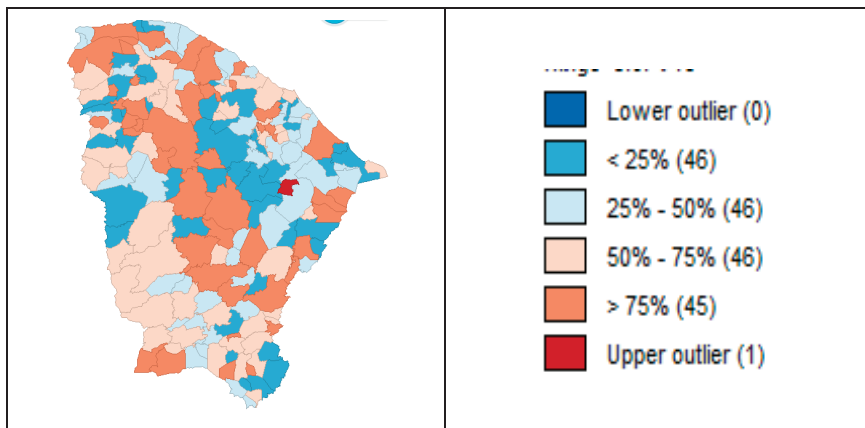


Figura 3 - Distribuição espacial do escore de eficiência em língua portuguesa nos municípios cearenses

Fonte: Elaborado pelos autores com base no IDEB (2011).

A Figura 4 traz a distribuição espacial entre os municípios do estado do Ceará do escore de eficiência do desempenho na prova de matemática do IDEB (2011). Os resultados são bastante similares aos resultados da prova de português. Isto é, não há *outliers* inferiores e apenas um *outlier* superior. Há praticamente 46 municípios em cada uma das faixas de eficiência. Também aqui se tem o mesmo padrão espacial, isto é, em cada uma das regiões do estado há municípios em cada uma das faixas de eficiência.

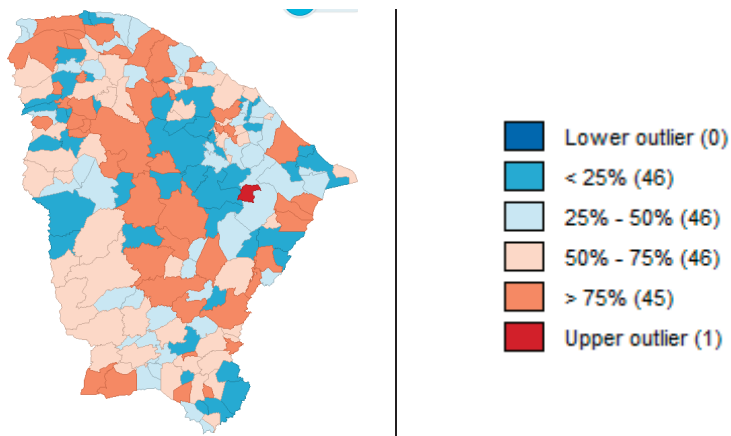


Figura 4 - Distribuição espacial do escore de eficiência em matemática nos municípios cearenses

Fonte: Elaborado pelos autores com base no IDEB (2011).

A distribuição espacial da média de anos de estudo entre os municípios do estado do Ceará pode ser visto na Figura 5. Não há *outlier* superior e *inferior*. A maior concentração de municípios ocorre no terceiro quartil com 49 municípios. Nos demais quartis, há aproximadamente 45 municípios em cada um. Em termos espaciais, também a distribuição é bastante homogênea com cada uma das regiões apresentando municípios com anos de estudo em cada uma das faixas.

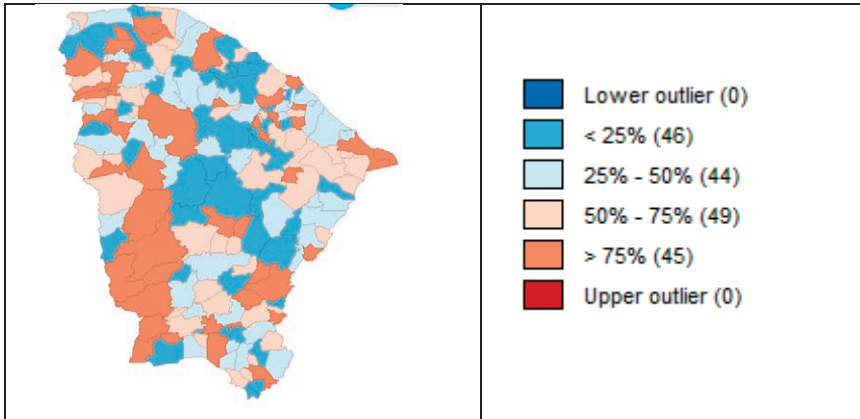


Figura 5 - Distribuição espacial da Média de anos de estudo nos municípios do Ceará

Fonte: Elaborado pelos autores com base no PNUD (2013).

A Figura 6 traz a distribuição espacial do coeficiente de Gini entre os municípios cearenses. Também não há *outliers*. Contudo, a quantidade de municípios em cada um dos quartis é bastante diferente. O quartil com maior quantidade de município é o terceiro com 66. O quartil inferior tem 39 municípios e o quartil superior 33. Já em relação à distribuição espacial, observa-se uma maior quantidade de municípios do Cariri pertencentes ao terceiro quartil e da região nordeste do estado com municípios pertencentes ao quartil inferior, ou seja, onde a renda é menos concentrada.

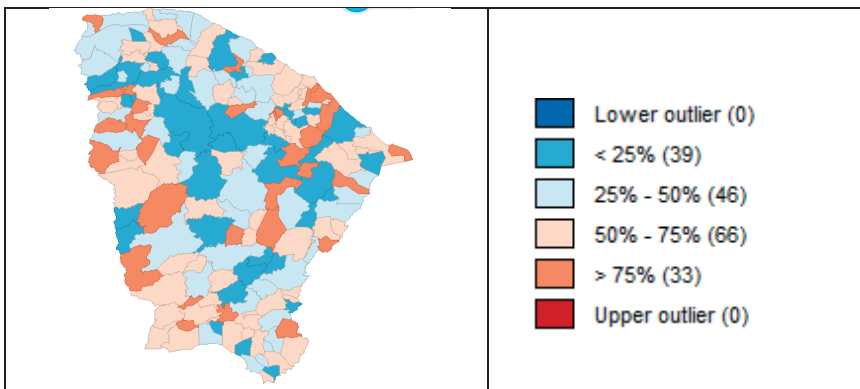


Figura 6 - Distribuição espacial do coeficiente de Gini nos municípios do Ceará

Fonte: Elaborado pelos autores com base no PNUD (2013)

Um indicador de desenvolvimento bastante utilizado é o IDHM. Desta forma, a Figura 7 apresenta o padrão de distribuição espacial deste indicador entre os municípios do estado. Tem-se um *outlier* superior e ausência de *outlier* inferior. O quartil com maior número de municípios é o terceiro com 48 municípios. Nos demais quartis, há praticamente o mesmo número de municípios. A distribuição espacial entre os municípios cearenses deste indicador segue de forma similar às demais variáveis.

Os resultados do efeito positivo para o desempenho médio no índice de desenvolvimento humano nos municípios do Ceará foi verificado no estudo do IPCE (2013). Entretanto, a análise do IDHM dos municípios do Ceará evidenciou uma melhora nas condições de desenvolvimento humano da população cearense, ainda que, algumas cidades tiveram um crescimento maior que outras. Apesar das disparidades municipais e regionais existentes, o crescimento relativo no IDHM em algumas das cidades do Estado sinaliza um avanço nas condições de desenvolvimento humano da população cearense, consentindo um maior acesso ao conhecimento, à renda e à expectativa de vida.

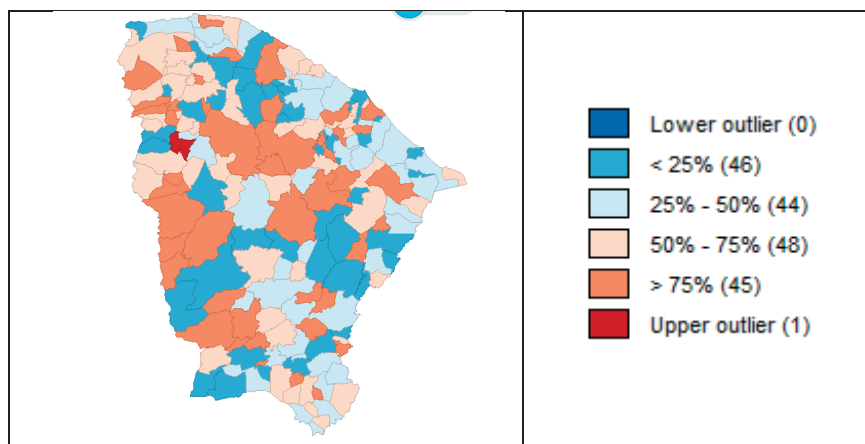


Figura 7 - Distribuição espacial do IDHM nos municípios do Ceará

Fonte: Elaborado pelos autores com base no PNUD (2013).

Na figura 8, é apresentado o padrão de distribuição espacial para renda *per capita* nos municípios do Ceará a partir dos valores do PNUD 2013. Contudo, pode-se observar que 90 municípios estão acima da mediana no nível de renda *per capita* nos municípios do Ceará, descrevendo que 44 municípios estão acima da mediana representando 25% no grupo dos melhores na distribuição espacial para renda *per capita* e 46 municípios dentro da mediana entre 50% e 75%. Entretanto, 92 municípios estão abaixo da mediana para renda *per capita* nos municípios do Ceará, distribuído em 46 municípios numa situação inferior, representando 25% muito abaixo a mediana e 46 municípios abaixo da mediana entre 25% e 50% no nível de distribuição espacial renda *per capita* nos municípios do Ceará. Na Figura 8, pode-se notar também uma dispersão de dois municípios muito superior a mediana. Vale ressaltar que este cenário merece atenção por parte das autoridades competentes, visto que os 184 municípios do estado do Ceará dividem em 50% com ótima renda e 50% com renda abaixo da mediana.

Por fim na Figura 8 é apresentada a distribuição espacial da renda per capita entre os municípios do estado do Ceará. Há dois municípios considerados *outliers* superiores e nenhum inferior. Em termos de quartis, há distribuição equitativa com praticamente 46 municípios em cada um dos quartis. O mesmo acontece quando são examinadas as macrorregiões do estado. Isto é, em cada uma delas, há municípios com renda per capita entre cada um dos quartis.

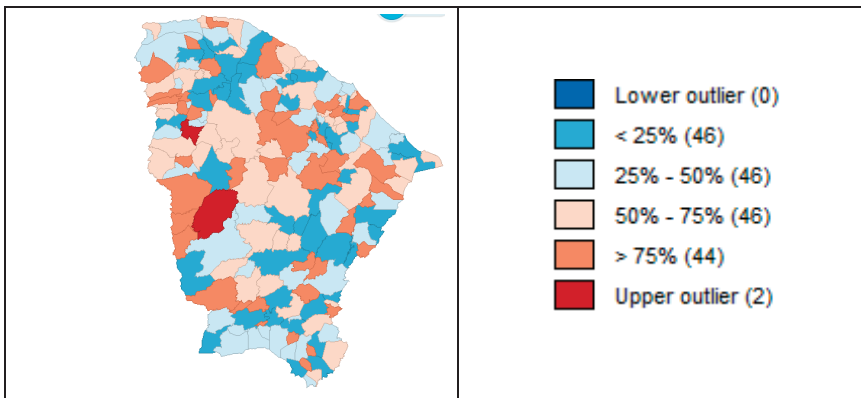


Figura 8 - Distribuição espacial da renda per capita nos municípios do Ceará

Fonte: Elaborado pelos autores com base no PNUD (2013).

5.3 Determinantes do Desempenho dos Alunos Cearenses no Teste de Proficiência de Língua Portuguesa e Matemática

Para identificar os determinantes do desempenho dos alunos da nona série do ensino fundamental nos testes de proficiência de português e matemática, foram estimadas regressões quantílicas. O número de observações utilizado foi 99213. Estimaram-se regressões para os quantis: 0,10; 0,25; 0,50; 0,75 e 0,90. Os erros padrões são robustos, haja vista que foram obtidos por meio de *bootstrap*. Foram feitos testes de igualdade de coeficientes para cada uma das variáveis explicativas entre as regressões. Os resultados apontaram para diferença entre os coeficientes de cada variável entre as regressões.

Optou-se por apresentar o resultado através de gráfico, pois assim, tem-se uma melhor visualização, haja vista a imensa quantidade de coeficientes estimados nos dois grupos de regressões estimadas: determinantes da eficiência de desempenho de português e matemática. Posto isto, a Figura 9 traz o resultados da estimação das regressões quantílicas para identificar os determinantes da eficiência dos alunos cearenses no teste de proficiência de língua portuguesa.

Observa-se que se tem um ganho na estimação de regressões quantílicas comparadas à estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Pois, para cada uma das variáveis, os coeficientes variam de acordo com o quantil analisado. Analisando o segundo gráfico na primeira linha, por exemplo, vê-se que a diferença do efeito da dependência administrativa favorável às escolas federais é maior no quantil mais elevado. O terceiro gráfico na primeira linha da Figura 9, contudo, aponta que o efeito da localização diminui do quantil inferior para o quantil superior. Isto é, a diferença favorável aos estudantes que residem na área urbana é maior nos quantis inferiores. Ou seja, os alunos com mais baixos rendimentos em português da área rural apresentam resultados bem mais baixos que os da área urbana no quantil inferior. Contudo, esta diferença diminui nos quantis superiores. Comportamento similar tem-se em relação às seguintes variáveis: turno; frequência de participação do pai em reuniões na escola; incentivo do

pai a ler; escolaridade do pai. Efeito inverso acontece com a variável se o aluno vê o pai lendo como mostra o gráfico 1 da segunda linha da Figura 9. Aqui se observa que o efeito no desempenho do aluno no teste de português aumenta do quantil inferior para o quantil mais elevado quando o aluno vê o pai lendo. Comportamento similar a este ocorre nas variáveis: se o aluno mora com o pai; se o aluno ler livro e a frequência com que visita a biblioteca. O efeito do aluno que lê jornal, contudo, é maior tanto nos quantis inferiores quanto nos quantis superiores. Já nos quantis intermediários, esta diferença favorável aos alunos que lê jornal é menor.

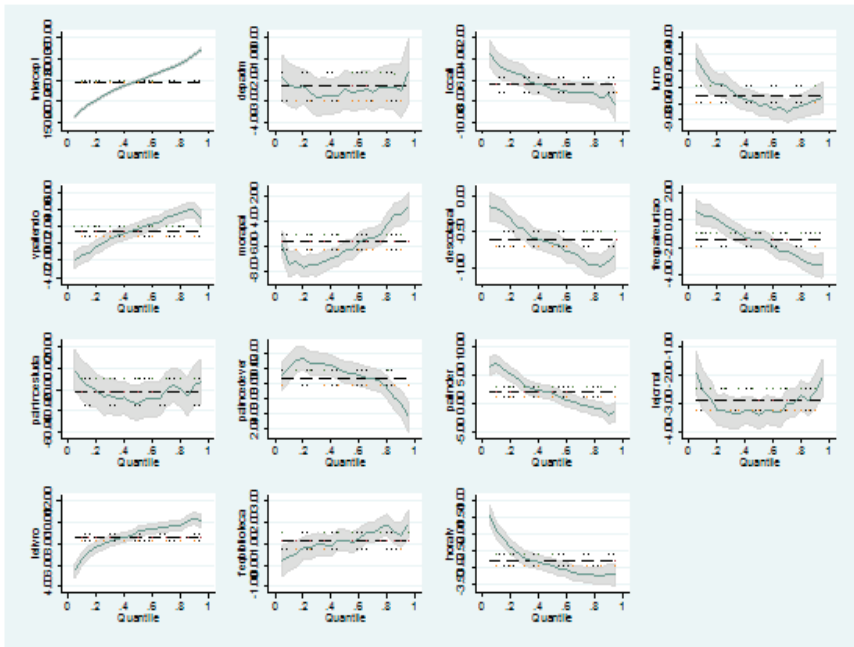


Figura 9 - Resultados da estimação de regressão quantílica para eficiência do desempenho dos alunos cearenses na proficiência em Língua Portuguesa.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IDEB (2011) e PNUD (2013).

A figura 10 traz os resultados das estimações das regressões quantílicas que analisa os determinantes do desempenho dos alunos

cearenses da nona série do ensino fundamental em matemática. A variável dependente aqui é a proficiência do teste de matemática. As variáveis explicativas são as mesmas utilizadas na regressão anterior³.

Os efeitos das variáveis: dependência administrativa e localização apresentam resultados distintos dos resultados para português. Na prova de matemática, os alunos que estudam em escolas federais apresentam resultados maiores em relação às demais de forma monotonicamente crescente entre os quantis. Ou seja, à medida que se passa do quantil inferior para o quantil superior esta diferença se se eleva. Comportamento similar ocorre com o efeito das seguintes variáveis: se o aluno vê o pai lendo, se o aluno mora com o pai; se o aluno ler livro. Já com a variável localização, a diferença favorável aos alunos que estudam na área urbana apresenta-se na forma de U, isto é, a diferença maior está nos quantis inferiores e superiores.

O efeito das variáveis: turno; frequência de participação do pai em reuniões na escola; incentivo do pai a ler; escolaridade do pai e horas que vê TV apresentam-se monotonicamente decrescentes entre os quantis. Ou seja, a diferença é maior no quantil inferior e cresce à medida que se desloca para os quantis superiores. O efeito das variáveis: se o pai incentiva a estudar e frequência com que o aluno visita a biblioteca é relativamente constante desde os quantis inferiores até os quantis intermediários. Contudo, cresce no quantil superior. Dito de outra forma, para os alunos com maiores desempenhos, o efeito destas duas variáveis é maior comparado aos demais alunos. Finalmente, o efeito da variável se o aluno lê jornal é praticamente constante entre os quantis e diminui no quantil superior.

³ Os erros padrões são robustos, haja vista que foram obtidos por meio de *bootstrap*. Foram feitos testes de igualdade de coeficientes para cada uma das variáveis explicativas entre as regressões.

Os resultados apontaram para diferença entre os coeficientes de cada variável entre as regressões.

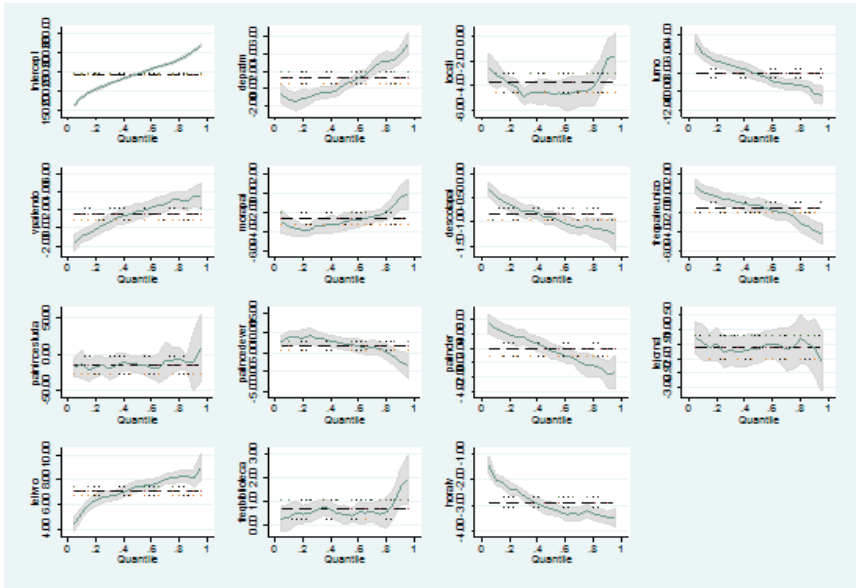


Figura 10 - Resultados da estimação de regressão quantílica para eficiência do desempenho dos alunos cearenses na proficiência em Matemática

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IDEB (2011) e PNUD (2013).

5.4 Determinantes da Eficiência do Desempenho dos alunos Cearense nos Testes de Proficiência em Língua Portuguesa e Matemática

A figura 11 apresenta o resultado da estimação da regressão quantílica para identificar o efeito de cada uma das variáveis explicativas na eficiência dos alunos de cada município do estado do Ceará ao longo da distribuição da eficiência no exame e proficiência de língua portuguesa.

Observa-se que a escolaridade média da população apresenta um efeito positivo e relativamente constante nos quantis inferiores e um efeito mais acentuado nos quantis superiores. O mesmo comportamento ocorre com a renda domiciliar *per capita* e a taxa de

atraso do ensino fundamental. O Gini tem um efeito positivo nos quantis inferiores e negativo nos quantis superiores. O IDHM tem um efeito positivo ao longo da distribuição, mas nos quantis inferiores este efeito é reduzido. Já as políticas de elevação da renda domiciliar *per capita* afetam positivamente o desempenho de todos os municípios com maior impacto nos municípios mais eficientes.

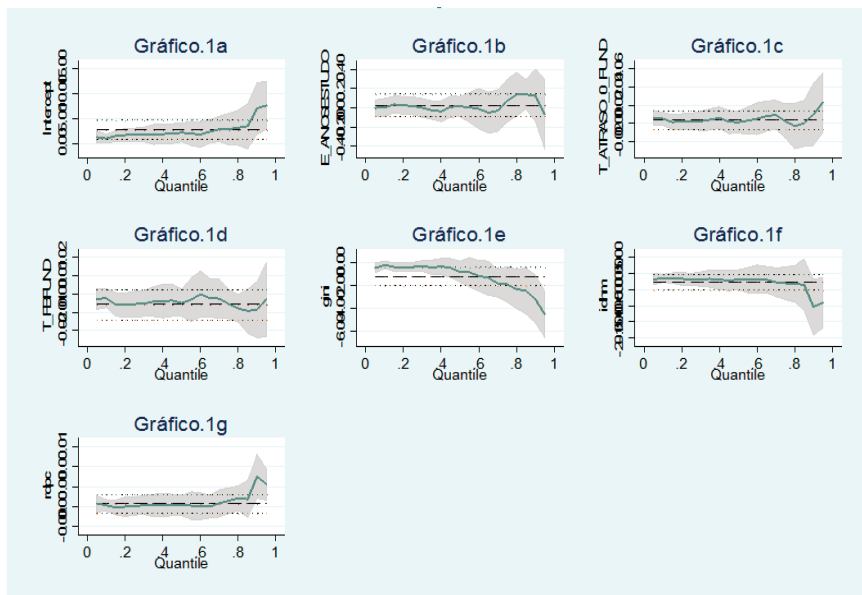


Figura 11 - Resultados da estimação de regressão quantílica para eficiência do desempenho dos alunos cearenses na proficiência em língua portuguesa

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do IDEB (2011) e PNUD (2013).

A figura 12 traz os resultados da estimação da regressão quantílica para a eficiência do desempenho dos alunos por município no teste de proficiência em matemática. Em geral os resultados são similares aos encontrados para a língua portuguesa, ou seja, políticas que melhorem a desigualdade de renda e o IDHM tendem a melhorar o desempenho dos alunos dos municípios que estão com baixa eficiência nestes exames. Por fim, a elevação da taxa de pessoas com pelo menos

o ensino fundamental nas residências impacta positivamente na eficiência de todos os municípios do estado.

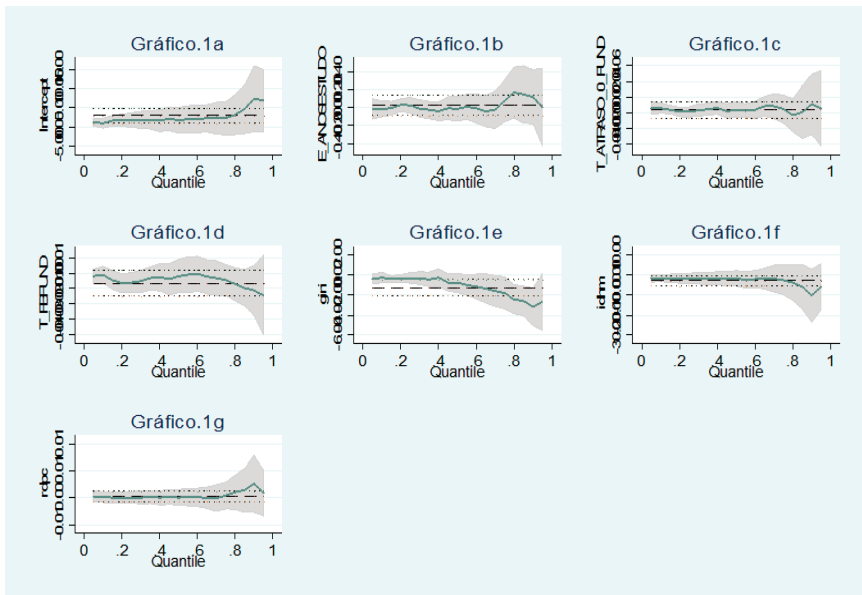


Figura 12 - Resultados da estimação de regressão quantílica para eficiência do desempenho dos alunos cearenses na proficiência em língua portuguesa

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do IDEB (2011) e PNUD (2013).

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O investimento em capital humano tem sido apontado como essencial para o crescimento econômico com qualidade tendo em vista que permite uma melhor distribuição mais equitativa da escolaridade permitindo ascensão social e, desta forma, dando melhores oportunidades às pessoas mais pobres no mercado de trabalho. Na verdade, desde Adam Smith a educação tem sido associada ao progresso econômico e social mais equitativo.

Nesse sentido este estudo buscou analisar o desempenho dos

alunos cearenses da nona série do ensino fundamental nos exames de proficiência de língua portuguesa e matemática utilizando-se dos microdados do SAEB de 2011 e identificando o efeito de características pessoais, familiares e de infraestrutura escolar neste desempenho. Buscou-se em seguida mensurar a eficiência do desempenho dos alunos nestes exames por município do estado do Ceará. Posteriormente partiu-se para a identificação dos determinantes desta eficiência.

Os resultados apontaram desempenhos distintos dos alunos a depender do foco dado. Por exemplo, observou-se que os alunos das escolas públicas federais apresentaram maiores desempenho seguidos dos alunos das escolas privadas e, por último, os alunos das escolas públicas estaduais e municipais. Foram identificados resultados distintos por turno e por localidade. Já com relação à localidade, alunos que residem no meio urbano tem melhor desempenho cognitivo comparado com os que residem no meio rural. Em média, os alunos do meio rural apresentaram resultados cerca de 10% menor em português e 9% menor em matemática. Observou-se que há um avanço no desempenho dos alunos nos últimos anos da sua formação educacional. Em termos percentuais, há uma melhoria de aproximadamente 39% no desempenho dos alunos entre a quinta série do ensino fundamental e o terceiro ano do ensino médio no teste de língua portuguesa. Já em matemática, o avanço no rendimento é de aproximadamente 29% no mesmo intervalo. Este resultado permite inferir que a política educacional do estado está no caminho correto haja vista que nas séries mais elevadas é maior a participação das escolas estaduais no universo das escolas.

Com uso de regressão quantílica pode-se identificar que o efeito das características pessoais, familiares e da escola afeta de forma distinta o desempenho dos alunos nos testes a depender do quantil observado. Dito de outra forma, a estimação por mínimos quadrados ordinários que capta apenas o efeito das variáveis na média condicional não é adequada para a análise. Por exemplo, tem-se que o fato de ver o pai lendo e se o aluno ler livros tem um efeito monotonicamente

crescente, ou seja, para os alunos que estão no quantil superior do desempenho estes efeitos são maiores do que para alunos que estão no quantil inferior. O inverso, contudo ocorre para o efeito de variáveis como: turno, escolaridade dos pais e frequência com que os pais participam de reuniões na escola.

Em termos de eficiência do desempenho dos alunos nos testes por município, pode-se identificar que há discrepância de eficiência entre os municípios cearenses. O município com melhor escore de eficiência em língua portuguesa foi Groaíras e em Matemática Senador Pompeu. Já o pior desempenho em língua portuguesa e matemática foram Croatá e Santana do Cariri, respectivamente. Observou-se que a eficiência do desempenho dos alunos dos municípios cearenses ocorre espacialmente bem distribuída espacialmente entre os municípios. Isto é, em cada uma das macrorregiões há municípios entre todos os quartis de desempenho.

Por fim, observou-se que o Coeficiente de Gini tem um efeito positivo nos quantis inferiores e negativo nos quantis superiores na eficiência do desempenho dos alunos por município. Isto é, para municípios que estão na parte inferior da distribuição de eficiência de desempenho o Gini tem um efeito positivo e o contrário para os municípios que estão no topo da distribuição. A renda *per capita*, contudo tem um efeito positivo nos quantis superiores.

Assim, fica a evidência para os agentes que planejam e executam políticas públicas educacionais, sociais e econômicas que há necessidade de um olhar mais detalhado sobre o efeito destas na melhoria da qualidade e na distribuição mais equitativa do ensino no Estado do Ceará. Uma observação final é que, possivelmente as ações destas políticas tende a ter um efeito mais equitativo entre os municípios do estado o que é salutar. Observa-se que as políticas públicas educacionais estaduais estão na direção correta, haja vista que os alunos vêm apresentando resultados crescentes ao longo da sua formação educacional.

Diante deste contexto, conclui-se que fatores que independem das ações individuais do estudante cearense, exercem ampla influência no seu desempenho, originando sérias diferenças de desempenho educacional e de acumulação do capital humano. Logo estes fatores deveriam ser levados em consideração na adoção das políticas públicas que afetam direta e indiretamente o desempenho escolar dos alunos.

REFERÊNCIAS

BARBOSA, W. F.; **EDUCAÇÃO NO BRASIL É PARA QUEM QUER OU PARA QUEM PODE?** Uma avaliação dos fatores determinantes do desempenho educacional dos estudantes brasileiros. 72 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Regional do Cariri, Crato, 2014.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentável no Brasil. IPEA, **Texto para discussão n. 857**. Rio de Janeiro, 2000.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. **Investimentos em educação e desenvolvimento econômico**. IPEA, **Texto para discussão n. 525**. Rio de Janeiro, 1997.

BENTO, S. D.; A importância do capital humano dentro das organizações. In: XIII Simpósio de engenharia de produção. SIMPEP, 2006. Bauru. **Anais...** São Paulo, 2006. Disponível em: www.simpep.feb.unesp.br/anais/anais_13/artigos/564.pdf. Acesso em: 28/03/2014.

CASTRO, M.H.G. As desigualdades regionais no sistema educacional brasileiro. **IPEA**, Rio de Janeiro. Cap. 15, p. 425-458. 2000. Disponível em: <http://www.emprende.org.br/.../Desigualdades%20no%20sistema%20educaci>. Acesso em: 02/06/20014.

CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring efficiency of the decision marking units. **European Journal of Operational Research**, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.

CHARNES, A.; COOPER, W. W.; LEWIN, A. Y.; SEIFORD, L. M. **Data envelopment analysis: theory, methodology, and application**. Massachusetts, EUA: Kluwer, 1997.

KOENKER, R.; BASSET, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, p.33-50, 1978.

JUSTO, W. R. Políticas sócias e o papel nas disparidades regionais de renda no Brasil: evidências a partir de regressão quantílicas. In: Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e urbanos, 6, 2008. **Anais... Aracaju, SE: ENABER, 2008. CDROM.**

JUSTO, W. R.; SOUSA, E. P.; SILVA FILHO, L. A.; QUEIROZ, S. N.. Eficiência tributária dos municípios do Nordeste brasileiro. In: **Fórum BNB de Desenvolvimento E XVI Encontro Regional de Economia**. Fortaleza-Ce, 2011.

MARINHO, E.; JAIR, A.. A desigualdade de renda no Brasil e seus determinantes. In: XXXVII Encontro nacional de economia. ANPEC, 2009. Foz do Iguaçu. **Anais... Paraná, 2009.**

MENEZES, N. F. **Os determinantes do desempenho escolar do Brasil**. São Paulo. IBMEC, 2007.

RAVALLION, M., DATI, G. Why has economic growth been more pro-poor in

some states of India than others? **Journal of Development Economics** 68, 381-400, 2002.

SILVA, M. C; OLIVEIRA, H. N. C. Fatores associados aos resultados do índice de educação básica (IDEB) das escolas municipais baiana. In: Anais do VIII Encontro de Economia Baiana. Salvador, 2012.

SILVA, M. C; OLIVEIRA, H. N. C. Fatores associados aos resultados do índice de educação básica (IDEB) das escolas municipais baiana. In: VIII Encontro de Economia Baiana. 2012. Salvador, 2012.

SILVA, M. M. C.; RODRIGUES, L. O.; COSTA, L. O.; NETO, P. M. J. Desempenho escolar dos alunos do ensino fundamental cearense em 2007: uma análise quantílica. **In:** VII Encontro Economia do Ceará em Debate 2011.

SILVEIRA NETO, Raul da Mota e CAMPELO, Ana Katarina. O Perfil das Disparidades Regionais de Renda no Brasil: Evidências a Partir de Regressões Quantílicas para os anos de 1992 e 2001, **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia**, Porto Seguro, 2003.

THOMAS, V.Dailami, M., Dhareshwar, A., Kaufmann, D., Kishor, N., López, R., Wang, Y. **The Quality of Growth**. World Bank, 2000.

ZOGHBI, A. C.; MATTOS, E.; ROCHA, F. **Uma análise de eficiência nos gastos em educação fundamental para os municípios paulistas**. . Disponível em: www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/221/202. São Paulo, 2010. Acesso em: 26/05/2014.

ANÁLISE DO DESEMPENHO EDUCACIONAL DOS ESTUDANTES CEARENSES NO EXAME NACIONAL DO ENSINO MÉDIO

Wesley de Freitas Barbosa *

Eliane Pinheiro de Sousa **

RESUMO

O capital humano vem sendo considerado como um dos grandes determinantes do crescimento econômico e redutor das desigualdades socioeconômicas presentes nas diferentes localidades. Em face da relevância da educação para economia e bem-estar da sociedade, este estudo buscou analisar o desempenho educacional dos estudantes concluintes do ensino médio que participaram do ENEM no estado do Ceará (IDECE) em 2012 e identificar seus fatores explicativos. Para cumprir esses objetivos, empregou-se a técnica estatística multivariada de análise fatorial pelo método dos componentes principais e o modelo de regressão quantílica. Utilizou-se a base de dados do ENEM fornecidos pelo Portal do INEP, referente ao ano de 2012. Os resultados indicaram que fatores circunstanciais, individuais, familiares, dos estabelecimentos de ensino e regionais exercem elevada influência na explicação da desigualdade de desempenho educacional dos estudantes analisados. Desta forma, os contrastes de realidade presentes entre os estudantes cearenses devem ser levado em consideração na formulação do sistema educacional, extinguindo a desigualdade de oportunidade atualmente existente.

Palavras - Chave: desempenho educacional, análise fatorial, regressão quantílica.

* Mestrando em Economia pelo CAEN/UFC.

** Doutora em Economia Aplicada pela UFV, Pós-Doutoranda em Economia Aplicada pela ESALQ/USP e Professora adjunta do Departamento de Economia da URCA.

ABSTRACT:

The human capital has been considered one of the major determinants of the economic growth and a factor in reducing the socioeconomic inequalities existent in the different regions. In the face of the relevance of the education for the economy and the well-being of society, this study endeavored to analyze the educational performance of the students graduating from High School that took part in ENEM in the state of Ceará (IDECE) in 2012 and to identify its explicative factors. In order to fulfill those objectives, the multivariate statistical technique of factor analysis by the method of the main components and the quantile regression model were used. ENEM's database, provided by INEP's Portal, and related to the year 2012, was used. The results indicated that circumstantial, individual factors connected with the educational establishments and regional as well as family-related issues play a major role in explaining the inequality of educational performance of the analyzed students. Therefore, the contrasts of reality that exist amongst the students from Ceará must be taken into consideration in the development of the educational system, eliminating the current existing inequality of opportunity.

Keywords: educational performance, factor analysis, quantile regression.

1 INTRODUÇÃO

O capital humano vem sendo abordado na literatura internacional (Castelló-Climent; Doménech, 2008; Hanushek, 2013) e nacional (Bezerra; Ramos, 2009; Barros, 2011) como um dos grandes determinantes do crescimento econômico, da melhoria da qualidade de vida e da redução das desigualdades econômicas e sociais.

No Brasil, conforme Barros (2011), as desigualdades de renda regionais existentes são explicadas pelas diferenças em capital humano,

esforços produtivos e preços locais, sendo que a disponibilidade de capital humano é apontada como o componente mais importante. Dentre os três fatores que compõem o capital humano, a literatura econômica tem dado muito destaque ao desempenho educacional da população, que se associa à cobertura, à qualidade e à equidade do sistema de ensino. Estes fatores são indicados como condições essenciais para garantir à população as competências necessárias à preparação para o mercado de trabalho e a diminuição do impacto da posição social e dos fatores circunstanciais no sucesso escolar do indivíduo.

De acordo com Soares (2005), diferentemente de países como Coreia, Canadá, Finlândia, Islândia e Japão, existe uma elevada heterogeneidade de desempenho educacional na população brasileira, estando associada ao elevado nível de desigualdade socioeconômica e baixa qualidade e equidade do sistema educacional deste país. Ney *et al.* (2010) advertem que as desigualdades de oportunidades educacionais produzem grandes diferenças na qualidade da mão de obra, gerando disparidade de rendimento, e diminuem as chances dos jovens mais pobres chegarem ao nível médio e superior, em que a taxa de retorno é maior, constituindo um profundo mecanismo de transmissão intergeracional da pobreza. Dados do IBGE (2013) referentes à remuneração dos trabalhadores brasileiros demonstram que o pessoal assalariado com nível superior recebia, em 2011, em média, R\$ 4.135,06 e o pessoal sem nível superior R\$ 1.294,70, ou seja, uma diferença de 219,4%.

Neste contexto, a avaliação dos fatores que influenciam o desempenho educacional se torna muito importante, já que auxilia na formulação de estratégias para redução de desigualdades socioeconômicas e culturais, provenientes de fatores circunstanciais, nos estados brasileiros com elevado nível de pobreza, sérios problemas de infraestrutura e baixo grau de escolaridade, como é o caso do Ceará.

A escolha dessa área de estudo pode ser atribuída à presença de indicadores educacionais bem inferiores aos verificados no Brasil,

como, escolaridade média em anos de estudo (pessoas com 25 anos ou mais) de 6,0 ao passo que no Brasil foi de 7,4 em 2011. O baixo nível de escolaridade do estado cearense também é confirmado pela elevada taxa de analfabetismo, que excedeu os resultados nacionais, sendo que o Brasil apresentou taxas de analfabetismo de 1,9% e 8,6%, em 2011, respectivamente, para pessoas de 10 a 14 anos e a partir de 15 anos, enquanto, no Ceará, esses dados foram de 2,8% e 16,5%, respectivamente (PORTAL DA EDUCAÇÃO, 2014).

Existem diferentes medidas que podem ser empregadas para captar o desempenho educacional, como o Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (*Programme for International Student Assessment - PISA*), Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e o Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM). Dentre esses, o presente estudo centra no ENEM, dado os avanços recentes verificados nesse exame, que atualmente tem sido utilizado por diversas universidades como processo seletivo para ingresso no Ensino Superior.

Segundo Ribeiro (2014), o ENEM se consolida porque se torna padrão de uniformização da qualidade do ensino médio no Brasil, atribuindo um formato à educação básica e atua como vetor de ampliação do acesso público ao ensino superior. Tendo em vista o lugar estratégico que essa prática vem ocupando em termos sociopolíticos e econômicos, torna-se imprescindível uma análise mais aprimorada.

Em face dessas considerações, este trabalho busca mensurar o desempenho obtido pelos estudantes cearenses concludentes do Ensino Médio, que prestaram o ENEM em 2012, nas provas objetivas de Ciências da Natureza, Ciências Humanas, Linguagens e Códigos, Matemática e na prova de Redação e analisar os seus condicionantes.

Estudos dessa natureza foram realizados por Barros (2011); Curi; Menezes Filho (2013); Santana et al. (2013); e Barbosa (2014). Esses estudos buscaram aferir a qualidade educacional no contexto brasileiro, utilizando os resultados do Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM), sendo que o trabalho de Curi e Menezes Filho foi

o único aplicado à esfera estadual (São Paulo). Dentre tais estudos, somente o último utilizou o método analítico de regressão quantílica para avaliar os determinantes do desempenho educacional no Brasil. Além de mensurar um índice de desempenho educacional, mediante a análise fatorial, considerando as notas das provas objetivas e da redação, também pretende analisar os condicionantes do desempenho educacional dos estudantes no ENEM ao longo de pontos distintos da distribuição. Portanto, este presente estudo fornece essa importante contribuição metodológica para a literatura econômica, assim como é pioneiro ao se tratar do estado do Ceará.

Além dessa seção introdutória, o artigo está estruturado em cinco seções, sendo que, na próxima seção, apresentam-se os fundamentos teóricos concernentes às disparidades em capital humano existentes no Brasil. O Exame Nacional do Ensino Médio está descrito na terceira seção. Os procedimentos metodológicos a serem empregados são mostrados na quarta seção; os resultados são discutidos na quinta seção e, por fim, a última seção é reservada às considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

De acordo com Barros (2011), a formação de capital humano ocorre a partir de uma estratégia familiar, em que o bem-estar dos filhos deve ser levado em consideração nas decisões de alocação dos recursos da família. Famílias que dispõem de maiores recursos investem mais na educação de seus filhos para que eles possam obter mais renda e bem-estar no futuro. Para Bourdieu, além do fator econômico, a bagagem cultural familiar exerce grande influência no desempenho educacional da pessoa, visto que possibilita a aprendizagem dos conteúdos e códigos escolares, gerando um melhor desempenho nos processos formais e informais de avaliação. Além de facilitar o acesso às informações sobre a estrutura e o funcionamento do sistema de ensino, melhora a capacidade de orientar de modo mais eficaz possível, a trajetória dos filhos, principalmente, nos momentos de decisões

fundamentais concernentes à permanência ou interrupção de estudos, mudança de estabelecimento, escolha do curso superior, entre outros (NOGUEIRA; NOGUEIRA, 2002).

Em síntese, há um processo de transmissão intergeracional do nível de capital humano acumulado pelo indivíduo. Assim, regiões em que os pais são, em média, mais educados terão também gerações subsequentes com maior nível de instrução, havendo, assim, uma perpetuação das desigualdades regionais determinadas pela qualificação da população (BARROS, 2011). Em outros termos, a falta de uma estratégia capaz de tornar o sistema educacional um ambiente em que prevaleça a igualdade de oportunidades aos indivíduos, independente do seu *background* familiar, implicará tanto no agravamento da desigualdade entre regiões, como também ampliará a desigualdade social entre indivíduos numa mesma região, caso esta tenha sido ocupada inicialmente por grupos de indivíduos com níveis heterogêneos de capital humano.

Para Soares e Andrade (2006), os fatores que determinam o desempenho cognitivo do estudante pertencem a três grandes categorias: a estrutura escolar, a família e as características do próprio aluno. Em outros termos, nem os fatores extraescolares conseguem explicar sozinho o desempenho cognitivo, nem a escola faz toda a diferença. Ressalta-se também que devem ser analisadas tanto informações presentes quanto dos momentos iniciais da trajetória escolar do indivíduo.

Barros (2011) destaca o impacto da disponibilidade e qualidade dos serviços educacionais. Quanto maior a importância desse fator para o desempenho educacional, mais eficaz seriam os gastos públicos em educação no combate ao subinvestimento em capital humano no País. Em segundo lugar, observa-se o impacto da atratividade do mercado de trabalho local, a disponibilidade de recursos familiares financeiros e não financeiros e o volume de recursos da comunidade em que o indivíduo vive.

No estudo desenvolvido por Nakabashi e Salvato (2007), consideram-se os indicadores relativos à taxa de aprovação, porcentagem de professores com graduação completa e número de alunos por turma como *proxy* para captar a qualidade da educação. Outra forma de aferir a qualidade educacional é por meio do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (*Programme for International Student Assessment - PISA*), como abordado pelos estudos desenvolvidos por Fuchs; Wöbmann (2007); Martins; Veiga (2010); e Gamboa; Waltenberg (2012). Por sua vez, os estudos realizados por Bezerra; Ramos (2009); Oliveira et al. (2009); e Moraes; Belluzzo (2014) admitiram que a qualidade da educação fosse refletida nos testes de proficiência de Matemática e Língua Portuguesa do Sistema de Avaliação do Ensino Básico (SAEB) realizado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP). Utilizando das informações contidas na base de dados do INEP, Barros (2011), Curi e Menezes Filho (2013), Santana et al. (2013) e Barbosa (2014) consideram o desempenho dos alunos no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM) como indicador de qualidade da educação.

3 EXAME NACIONAL DO ENSINO MÉDIO

Conforme portaria nº 807, de 18 de junho de 2010, o ENEM consiste em um procedimento de avaliação que objetiva medir se o participante do exame ao final do ensino médio demonstra domínio dos princípios científicos e tecnológicos que presidem a produção moderna e conhecimento das formas contemporâneas de linguagem. Esse exame possibilita a constituição de parâmetros para autoavaliação do participante, a criação de referência nacional para o aperfeiçoamento dos currículos do ensino médio, a certificação no nível de conclusão do ensino médio e o estabelecimento de critério para acesso aos programas governamentais. Seu emprego também atua como mecanismo para acesso à educação superior e à construção de indicadores sobre a educação brasileira. Ademais, vale salientar

que a participação do estudante no ENEM é de caráter voluntário (ANDRADE e KARINO, 2011).

Neste exame, busca-se aferir as competências e habilidades desenvolvidas pelos estudantes ao fim da escolaridade básica (ensino médio). Esta aferição é realizada por meio de uma redação e de provas objetivas que avaliam quatro áreas do conhecimento: Linguagens, códigos e suas tecnologias; Ciências Humanas e suas tecnologias; Ciências da Natureza e suas tecnologias; e Matemática e suas tecnologias (ANDRADE e KARINO, 2011). Vale destacar que o método de mensuração das notas não segue apenas a teoria clássica dos testes, permitindo, assim, uma avaliação bem mais aprimorada.

A avaliação da redação é realizada de forma holística por dois corretores independentes, tendo como base cinco competências, que se referem ao domínio da norma padrão da língua escrita; à compreensão da proposta de redação e a aplicação de conceitos das várias áreas de conhecimento para desenvolver o tema dentro dos limites estruturais do texto dissertativo-argumentativo; à capacidade de selecionar, relacionar, organizar e interpretar informações, fatos, opiniões e argumentos em defesa de um ponto de vista; a demonstração do conhecimento dos mecanismos linguísticos necessários para a construção da argumentação; e, por fim, a elaboração de proposta de solução para o problema abordado, respeitando os valores humanos e considerando a diversidade sociocultural (KARINO e BARBOSA, 2011).

Para cada competência, o corretor precisa atribuir uma pontuação que varia de zero a 200 pontos. Depois, somam-se as notas atribuídas nas cinco competências, obtendo-se a nota final de cada avaliador. Este procedimento é realizado por dois corretores e a nota do candidato consiste na média aritmética das duas notas finais obtidas. Na prova objetiva, a nota é resultante do cálculo da proficiência a partir do uso da Teoria da Resposta ao Item (TRI), que permite acrescentar outros aspectos além do quantitativo de acertos, tais como os parâmetros dos

itens e o padrão de resposta do participante. Desta forma, a estimação da proficiência está relacionada ao número de acertos, aos parâmetros dos itens e ao padrão de respostas.

O ENEM permite que o estudante participe do Sistema de Seleção Unificada (SISU), que se refere a um sistema informatizado, gerenciado pelo Ministério da Educação (MEC), no qual instituições públicas de ensino superior participantes do programa selecionem os interessados em ingressarem em seus cursos superiores e do Programa Universidade para Todos (PROUNI), destinados aos estudantes egressos do ensino médio da rede pública ou da rede particular na condição de bolsistas integrais, com renda familiar per capita máxima de três salários mínimos que desejam bolsas de estudo integrais e parciais em cursos de graduação e sequenciais de formação específica em instituições privadas de ensino superior (BARBOSA, 2014).

4 METODOLOGIA

Para mensurar o desempenho educacional dos estudantes cearenses (IDECE), utilizou-se a técnica estatística multivariada de análise fatorial pelo método dos componentes principais, buscando reduzir as nove notas auferidas pelo estudante em apenas uma variável. De acordo com Hair Jr. *et al.* (2005); Hardle e Simar (2007) e Johnson e Wichern (2007), essa ferramenta é empregada para avaliar a estrutura das correlações entre grande número de variáveis explicativas, caracterizando um conjunto de fatores que são constituídos para maximizar seu poder de explicação do conjunto inteiro de variáveis. Esse método foi operacionalizado pelo software SPSS 21.0.

Antes de adotar esse método, torna-se necessário verificar a sua adequabilidade. Para tal, determinou-se o teste *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO), que se refere ao somatório dos quadrados das correlações de todas as variáveis dividido por essa mesma soma acrescentada da soma dos quadrados das correlações parciais de todas as variáveis. Segundo Fávero *et al.* (2009), se o valor do KMO estiver acima de

0,9, a análise fatorial é considerada muito boa; caso esteja de 0,8 a 0,9, considera-se como boa; de 0,7 a 0,8, considera-se média; de 0,6 a 0,7, considera-se razoável; de 0,5 a 0,6, considera-se como má; e se estiver abaixo de 0,5, considera-se como inaceitável. Verificou-se também o teste de esfericidade de Bartlett, que consiste em testar a presença de correlações entre as variáveis. Conforme Hair Jr. *et al.* (2005), esse teste fornece a probabilidade estatística de que a matriz de correlação tenha correlações significantes entre pelo menos algumas das variáveis.

De acordo com Mingoti (2005), o modelo de análise fatorial elaborado a partir da matriz de correlação relaciona linearmente as variáveis padronizadas e os fatores comuns, podendo ser indicado em notação matricial por: $Z = E + \epsilon$, em que Z é um vetor com variáveis originais padronizadas; E é um vetor constituído pelos fatores comuns, que explicam as correlações entre as variáveis e terão que ser identificados; L são as cargas fatoriais, que representam o grau de relacionamento linear entre Z e E ; e ϵ é um vetor de erros aleatórios.

As estimativas iniciais das cargas fatoriais não são definitivas. Desta forma, pode-se empregar o recurso da transformação ortogonal dos fatores originais para que se obtenha uma estrutura mais simples de ser interpretada (HAIR *et al.*, 2005; MINGOTI, 2005). Neste estudo, empregou-se a rotação Varimax, que busca soluções pelas quais se pretende maximizar as correlações de cada variável com apenas um fator.

Feito isso, foram estimados os escores dos fatores para cada elemento amostral, os quais foram utilizados na elaboração do índice de desempenho educacional dos estudantes cearenses (IDECE). A avaliação da confiabilidade dos escores estimados quanto a sua capacidade de mensurar corretamente o desempenho educacional dos estudantes foi obtida por meio do teste alfa de Cronbach, em que, conforme Hair Jr. *et al.* (2005), valores acima de 0,7 demonstram que a escala é confiável.

O IDECE pode ser representado pela combinação linear dos escores fatoriais, obtidos pela análise fatorial, como a proporção da variância explicada pelos fatores individuais em relação à variância comum. Em termos algébricos, o IDECE pode ser representado por:

$$IDECE = \sum_{j=1}^k \left(\frac{\lambda_j}{\sum_{j=1}^k \lambda_j} P_{ji} \right) \quad (1), \text{ em que: IDECE refere-se ao índice de}$$

desempenho educacional dos estudantes cearenses; λ_j , percentual da variância explicada pelo fator j ; k , número de fatores escolhidos; P_{ji} , escore fatorial, padronizado pelo indivíduo i , do fator j , que pode ser expresso por:

$$P_{ji} = \frac{F_{ji} - F_{\min}}{F_{\max} - F_{\min}} \quad (2), \text{ em que } F_{\min} \text{ é o escore fatorial mínimo do}$$

fator j ; e F_{\max} , escore fatorial máximo do fator j . Conforme descrito, as variáveis que fizeram parte do modelo de análise fatorial dizem respeito às notas obtidas no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM) como mostradas no Quadro 1.

Quadro 1 – Variáveis utilizadas no modelo de análise fatorial

Variável	Caracterização
V1	Nota da prova de Ciências da Natureza
V2	Nota da prova de Ciências Humanas
V3	Nota da prova de Linguagens e Códigos
V4	Nota da prova de Matemática
V5	Nota da Competência I de Redação
V6	Nota da Competência II de Redação
V7	Nota da Competência III de Redação
V8	Nota da Competência IV de Redação
V9	Nota da Competência V de Redação

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Neste estudo, também foram determinados os testes de hipóteses com o intuito de avaliar a significância da desigualdade de médias. Assim, aplicou-se, a princípio, o teste F para identificar se as

duas populações analisadas possuem variâncias idênticas ou não. A partir desse resultado obtido do teste F, realizou-se o teste t admitindo uma similaridade ou não das variâncias.

Além disso, empregou-se o método de regressão quantílica para identificar os condicionantes do desempenho obtido pelos estudantes cearenses concludentes do Ensino Médio, que prestaram o ENEM em 2012. Em outros termos, essa ferramenta analítica permite identificar os fatores que influenciam o desempenho educacional ao longo de pontos distintos da distribuição dos índices de desempenho educacional dos estudantes. Esse método foi proposto inicialmente por Koenker e Bassett (1978), sendo considerado como vantajoso ao se comparar com o método dos Mínimos Quadrados Ordinários, tendo em vista que se obtém um estimador mais eficiente e que não seja influenciado pelos dados discrepantes.

Como as variáveis explicativas podem não influenciar de forma idêntica os diferentes níveis de desempenho educacional dos estudantes cearenses, foram estimadas regressões para os quantis: 0,10; 0,25; 0,50; 0,75 e 0,90, em que o θ_h quantil condicional do nível de desempenho educacional, sendo expresso por: $Q_{\theta}(y_i | X_i) = X_i' \beta_{\theta}$, $\theta \in (0,1)$ (3), em que y_i se referem ao índice de desempenho educacional dos estudantes cearenses obtidos no modelo de análise fatorial e X_i corresponde às características circunstanciais, individuais, familiares, dos estabelecimentos de ensino e regionais dos estudantes que explicam tais índices de desempenho educacional. Ademais, realizaram-se os testes para identificação de heterocedasticidade nas variáveis, assim como o teste Wald para avaliação da igualdade dos coeficientes para os diferentes quantis. Utilizou-se ainda o método Bootstrap na estimação da regressão com 400 replicações, seguindo a recomendação de Cameron e Trivedi (2005). A operacionalização desse modelo, indicado na equação (3), e dos testes estatísticos foi realizada por meio do software STATA 12.

As variáveis que foram incluídas no modelo de regressão quantílica estão descritas no Quadro 2. Essas variáveis foram

selecionadas tomando como base os estudos mencionados no referencial teórico.

Quadro 2 – Variáveis utilizadas no modelo de regressão quantílica

Variável dependente	Variáveis explicativas
Índice de desempenho educacional dos estudantes cearenses (IDECE)	X_1 , Idade do estudante;
	X_2 , Sexo do estudante;
	X_3 , Cor ou raça;
	X_4 , Estado civil do estudante;
	X_5 , Número de componentes que moram com o estudante;
	X_6 , Nível de escolaridade materna;
	X_7 , Nível de escolaridade paterna;
	X_8 , Renda familiar;
	X_9 , Localização da residência (urbana ou rural);
	X_{10} , Atuação no mercado de trabalho;
	X_{11} , Duração do ensino fundamental;
	X_{12} , Tipo de escola no ensino fundamental;
	X_{13} , Escola federal (ensino médio);
	X_{14} , Escola particular (ensino médio);
	X_{15} , Escola municipal (ensino médio);
	X_{16} , Localização da escola (urbana ou rural);
	X_{17} , Residente na mesorregião cearense Sul;
	X_{18} , Residente na mesorregião cearense Centro-Sul;
	X_{19} , Residente na mesorregião cearense Sertões;
	X_{20} , Residente na mesorregião cearense Jaguaribe;
	X_{21} , Residente na mesorregião cearense Norte;
	X_{22} , Residente na mesorregião cearense Noroeste.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Dentre essas variáveis descritas, o sexo do estudante, cor ou raça, estado civil, localização da residência, atuação no mercado de trabalho, duração do ensino fundamental, tipo de escola no ensino fundamental, escola federal, particular ou municipal no ensino médio, localização da escola e mesorregião cearense de residência são consideradas como variáveis *dummies*, podendo assumir valores zero ou um. O Quadro 3 apresenta a especificação dessas variáveis *dummies*,

que foram incorporadas no modelo de regressão quantílica.

Quadro 3 – Especificação das variáveis dummies da regressão quantílica

Variável	Especificação
Sexo	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes do sexo feminino e 0 em caso contrário.
Cor ou raça	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes declarados da cor preta e 0 em caso contrário.
Estado civil	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes solteiros e 0 em caso contrário.
Localização da residência	Atribuiu-se valor 1 para os estudantes residentes no meio urbano e 0 em caso contrário.
Atuação no mercado de trabalho	Atribuiu-se valor 1 para os estudantes que exerceram atividade remunerada e 0 em caso contrário.
Duração do ensino fundamental	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes que concluíram o ensino fundamental em 8 anos ou menos e 0 em caso contrário.
Tipo de escola no ensino fundamental	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes que estudaram em escola pública no ensino fundamental e 0 em caso contrário.
Escola federal no ensino médio *	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes que fizeram o ensino médio em escola federal e 0 em caso contrário.
Escola particular no ensino médio	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes que fizeram o ensino médio em escola particular e 0 em caso contrário.
Escola municipal no ensino médio	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes que fizeram o ensino médio em escola municipal e 0 em caso contrário.
Localização da escola	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes cuja escola está localizada no meio rural e 0 em caso contrário.
Residente na mesorregião cearense Sul **	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes residentes na mesorregião Sul e 0 em caso contrário.
Residente na mesorregião cearense Centro-Sul	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes residentes na mesorregião Centro-Sul e 0 em caso contrário.
Residente na mesorregião cearense Sertões	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes residentes na mesorregião Sertões e 0 em caso contrário.
Residente na mesorregião cearense Jaguaribe	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes residentes na mesorregião Jaguaribe e 0 em caso contrário.
Residente na mesorregião cearense Norte	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes residentes na mesorregião Norte e 0 em caso contrário.
Residente na mesorregião cearense Noroeste	Atribuiu-se valor 1 aos estudantes residentes na mesorregião Noroeste e 0 em caso contrário.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Notas: * Nas variáveis dummies da dependência administrativa da escola, a categoria de referência é a dependência administrativa estadual.

** Nas variáveis dummies regionais, a categoria de referência é a mesorregião Metropolitana de Fortaleza.

Quanto à fonte dos dados, este estudo utilizou dados de natureza secundária, provenientes dos Microdados do ENEM, fornecidos pelo Portal do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), referente ao ano de 2012. A base de dados

com as notas dos estudantes no ENEM em 2012 abrange 5.791.065 estudantes, porém, como o objetivo deste trabalho centra-se nos estudantes cearenses que estão concluindo o ensino médio, no sistema de ensino regular, e que obtiveram notas válidas em todas as provas e que preencheram o questionário socioeconômico, a população desse estudo perfaz 73.215 estudantes distribuídos nas mesorregiões cearenses.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Perfil socioeconômico dos estudantes participantes do ENEM

A Tabela 1 mostra a distribuição da renda familiar dos estudantes concludentes do Ensino Médio, em 2012, que participaram do ENEM, conforme a mesorregião cearense a que pertencem. A partir desses dados, verifica-se que mais da metade (53,5%) dos estudantes cearenses analisados detém renda familiar de até um salário mínimo (S.M), sendo que essa faixa de renda prevalece em todas as mesorregiões, exceto a Metropolitana de Fortaleza, que liderou os maiores rendimentos familiares. Essa notoriedade econômica pode está associada ao fato da indústria se concentrar principalmente nos municípios que fazem parte dessa mesorregião, conforme apontado por Barreto (2007). A mesorregião Sul se destaca como a segunda que registrou melhores rendimentos familiares, podendo ser atribuído ao desenvolvimento do CRAJUBAR, que representa uma conurbação dos municípios de Crato, Juazeiro do Norte e Barbalha. Em seguida, tem-se a mesorregião do Jaguaribe, reconhecida pela exportação de frutas, o que movimentou economicamente a região.

Tabela 1 – Distribuição absoluta e relativa dos estudantes concludentes do Ensino Médio que participaram do ENEM, em 2012, conforme a renda familiar e a mesorregião cearense

Renda	Mesorregiões cearenses														Total		
	Sul		Centro-Sul		Jaguaribe		Sertões		Metropolitana		Norte		Noroeste				
	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	
Nenhuma	fi	252	3,3	98	3,5	155	3,6	341	4,7	242	0,9	320	3,0	654	4,6	2.062	2,8
	%	12,2		4,8		7,5		16,5		11,7		15,5		31,7		100,0	
Até 1 S.M.	fi	4.503	58,7	1.842	66,6	2.592	59,8	5.016	68,8	8.377	31,7	7.312	69,5	9.530	67,0	39.172	53,5
	%	11,5		4,7		6,6		12,8		21,4		18,7		24,3		100,0	
Mais de 1 até 2 S.M.	fi	1.896	24,7	559	20,2	1.115	25,7	1.417	19,4	8.791	33,3	2.267	21,6	2.928	20,6	18.973	25,9
	%	10,0		2,9		5,9		7,5		46,3		11,9		15,4		100,0	
Mais de 2 até 5 S.M.	fi	729	9,5	218	7,9	405	9,3	436	6,0	5.161	19,5	557	5,3	888	6,2	8.394	11,5
	%	8,7		2,6		4,8		5,2		61,5		6,6		10,6		100,0	
Mais de 5 até 7 S.M.	fi	115	1,5	21	0,8	36	0,8	45	0,6	1.104	4,2	34	0,3	102	0,7	1.457	2,0
	%	7,9		1,4		2,5		3,1		75,8		2,3		7,0		100,0	
Mais de 7 até 10 S.M.	fi	89	1,2	14	0,5	22	0,5	24	0,3	1.119	4,2	12	0,1	68	0,5	1.348	1,8
	%	6,6		1,0		1,6		1,8		83,0		0,9		5,0		100,0	
Mais de 10 até 15 S.M.	fi	47	0,6	10	0,4	6	0,1	9	0,1	682	2,6	12	0,1	30	0,2	796	1,1
	%	5,9		1,3		0,8		1,1		85,7		1,5		3,8		100,0	
Mais de 15 até 20 S.M.	fi	19	0,2	0	0,0	1	0,0	2	0,0	328	1,2	3	0,0	8	0,1	361	0,5
	%	5,3		0,0		0,3		0,6		90,9		0,8		2,2		100,0	
Acima de 20 S.M.	fi	16	0,2	2	0,1	2	0,0	3	0,0	618	2,3	0	0,0	11	0,1	652	0,9
	%	2,5		0,3		0,3		0,5		94,8		0,0		1,7		100,0	
Total	fi	7.666	100,0	2.764	100,0	4.334	100,0	7.293	100,0	26.422	100,0	10.517	100,0	14.219	100,0	73.215	100,0
	%	10,5		3,8		5,9		10,0		36,1		14,4		19,4		100,0	

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do INEP (2012).

Nota: O salário mínimo (S.M.) vigente em 2012 correspondia ao valor de R\$ 622,00.

Nas mesorregiões Norte, Sertões, Noroeste e Centro-Sul, concentram mais de 65% dos estudantes com renda familiar até um salário mínimo. De acordo com Barbosa (2014), um cenário de baixa renda restringe o volume de investimento familiar em capital humano,

o que possivelmente influencia a sua acumulação e distribuição espacial, comprometendo, sobretudo, as regiões em que a pobreza se encontra mais atuante.

Observa-se que à medida que se aumenta a renda familiar, a concentração de estudantes que fazem parte da mesorregião Metropolitana torna-se cada vez maior em cada um dos intervalos de renda. Na faixa de renda até um salário mínimo, percebe-se que 21,4% dos estudantes com renda familiar pertencente a esse intervalo estão localizados na mesorregião Metropolitana; no intervalo com mais de um até dois salários mínimos, essa participação passa para 46,3%, ao passo que 94,8% dos estudantes que recebem renda familiar acima de 20 salários mínimos provêm dessa mesorregião. Esses dados sinalizam a desigualdade de renda entre a mesorregião Metropolitana de Fortaleza e as demais mesorregiões cearenses e estão em consonância com Barreto (2007). Segundo esse autor, o governo estadual vem propondo ações que permitam uma desconcentração espacial das atividades econômicas no Estado, sobretudo entre a Região Metropolitana de Fortaleza e as demais mesorregiões. Entretanto, o que se observa é que mesmo com essas iniciativas, a desigualdade de renda entre as mesorregiões cearenses ainda permanecem muito intensas, sendo relevante que se adotem medidas de políticas públicas que minimize tais disparidades.

Como se percebe pela Tabela 2, parcela majoritária (80,7%) dos estudantes cearenses analisados possui mãe que não ingressou no nível superior, sendo que o nível de escolaridade predominante da mãe corresponde o Ensino Fundamental I, com uma participação relativa de 29,3%. Isso indica que, dos 73.215 estudantes investigados, 21.482 possuem mãe com esse nível de instrução. Esse nível de escolaridade prevalece em todas as mesorregiões cearenses, exceto na mesorregião Metropolitana de Fortaleza, cujo nível de instrução predominante refere-se ao Ensino Médio completo. Por outro lado, somente 2.990, que equivale a 4,1% da amostra considerada, têm mãe com Pós-Graduação no Ceará.

Tabela 2 – Distribuição absoluta e relativa dos estudantes concluintes do Ensino Médio que participaram do ENEM, em 2012, conforme o nível de escolaridade materno e a mesorregião cearense

Nível de escolaridade materno	Mesorregiões cearenses																
	Sul		Centro-Sul		Jaguaribe		Sertões		Metropolitana		Norte		Nordeste		Total		
	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	
Não estudou	fi	415	5,4	156	5,6	184	4,2	428	5,9	654	2,5	410	3,9	955	6,7	3.202	4,4
	%	13,0		4,9		5,7		13,4		20,4		12,8		29,8		100,0	
Fundamental I	fi	2.382	31,1	957	34,6	1.295	29,9	2.884	39,5	4.282	16,2	3.794	36,1	5.888	41,4	21.482	29,3
	%	11,1		4,5		6,0		13,4		19,9		17,7		27,4		100,0	
Fundamental II	fi	1.533	20,0	641	23,2	1.103	25,4	1.631	22,4	5.562	21,1	2.698	25,7	3.070	21,6	16.238	22,2
	%	9,4		3,9		6,8		10,0		34,3		16,6		18,9		100,0	
Médio incompleto	fi	365	4,8	133	4,8	193	4,5	273	3,7	2.221	8,4	408	3,9	482	3,4	4.075	5,6
	%	9,0		3,3		4,7		6,7		54,5		10,0		11,8		100,0	
Médio completo	fi	1.600	20,9	536	19,4	816	18,8	1.051	14,4	6.918	26,2	1.392	13,2	1.730	12,2	14.043	19,2
	%	11,4		3,8		5,8		7,5		49,3		9,9		12,3		100,0	
Superior incompleto	fi	202	2,6	45	1,6	73	1,7	103	1,4	963	3,6	129	1,2	206	1,4	1.721	2,4
	%	11,7		2,6		4,2		6,0		56,0		7,5		12,0		100,0	
Superior completo	fi	416	5,4	141	5,1	213	4,9	332	4,6	2.818	10,7	455	4,3	614	4,3	4.989	6,8
	%	8,3		2,8		4,3		6,7		56,5		9,1		12,3		100,0	
Pós-Graduação	fi	395	5,2	68	2,5	151	3,5	196	2,7	1.636	6,2	196	1,9	348	2,4	2.990	4,1
	%	13,2		2,3		5,1		6,6		54,7		6,6		11,6		100,0	
Não sabe	fi	358	4,7	87	3,1	306	7,1	395	5,4	1.368	5,2	1.035	9,8	926	6,5	4.475	6,1
	%	8,0		1,9		6,8		8,8		30,6		23,1		20,7		100,0	
Total	fi	7.666	100,0	2.764	100,0	4.334	100,0	7.293	100,0	26.422	100,0	10.517	100,0	14.219	100,0	73.215	100,0
	%	10,5		3,7		5,9		10,0		36,1		14,4		19,4		100,0	

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do INEP (2012).

Dentre as mesorregiões cearenses, a Metropolitana de Fortaleza registrou a menor participação relativa de estudantes (2,5%), cujas mães não estudaram e se destaca com o maior percentual de estudantes com mães que concluíram o Ensino Superior (16,9%). Verifica-se também que 55,82% dos estudantes, cujas mães concluíram o Ensino Superior

no estado cearense provêm dessa mesorregião. Esse resultado pode estar associado ao fato dessa mesorregião dispor do maior número de instituições públicas e privadas de ensino superior no Estado, assim como da migração da mão de obra portadora de maiores níveis de escolaridade provenientes de outras regiões.

No Noroeste, em contrapartida, percebe-se a presença da maior proporção de estudantes com mães que não estudaram (6,7%) em termos comparativos com as demais mesorregiões. Os dados demonstram também que, dos estudantes cuja mãe não estudou, 29,8% pertencem a essa mesorregião. No que se refere à conclusão do ensino superior, a região Norte apresenta a menor participação de estudantes, cuja mãe possui esse nível de escolaridade (6,7%). Ademais, percebe-se que a mesorregião Centro-Sul fez a menor participação relativa (2,62%) de estudantes cuja mãe possui ensino Superior completo no Estado, entretanto, vale ressaltar que a mesma possui o menor contingente de estudantes analisados.

Em relação ao nível de escolaridade paterno, os dados descritos na Tabela 3 indicam que, em geral, o nível de escolaridade da mãe do estudante cearense analisado excede ao grau de instrução do pai, podendo ser observado pela participação relativa de estudantes com pai que não estudou ser quase o dobro do verificado para a mãe. A superioridade quanto ao nível de instrução materno do estudante em termos comparativo com o nível de instrução paterno também é aferida quando se verifica o percentual de mães que concluíram o Ensino Superior e a Pós-Graduação. Esse resultado segue o mesmo comportamento encontrado para o Brasil no estudo de Barbosa (2014).

Tabela 3 – Distribuição absoluta e relativa dos estudantes concluintes do Ensino Médio que participaram do ENEM, em 2012, conforme o nível de escolaridade paterno e a mesorregião cearense

Nível de escolaridade paterno	Mesorregiões cearenses																
	Sul		Centro-Sul		Jaguaribe		Sertões		Metropolitana		Norte		Noroeste		Total		
	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	fi	%	
Não estudou	fi	792	10,3	368	13,3	463	10,7	1.055	14,5	1.029	3,9	875	8,3	1.723	12,1	6.305	8,6
	%	12,6		5,8		7,3		16,7		16,3		13,9		27,3		100,0	
Fundamental I	fi	2.952	38,5	1.177	42,6	1.630	37,6	3.388	46,5	4.830	18,3	4.414	42,0	6.453	45,4	24.844	33,9
	%	11,9		4,7		6,6		13,6		19,4		17,8		26,0		100,0	
Fundamental II	fi	1.260	16,4	450	16,3	845	19,5	1.069	14,7	4.679	17,7	1.955	18,6	2.447	17,2	12.705	17,4
	%	9,9		3,5		6,7		8,4		36,8		15,4		19,3		100,0	
Médio incompleto	fi	294	3,8	92	3,3	136	3,1	164	2,2	1.881	7,1	303	2,9	363	2,6	3.233	4,4
	%	9,1		2,8		4,2		5,1		58,2		9,4		11,2		100,0	
Médio completo	fi	1.137	14,8	369	13,4	492	11,4	580	8,0	6.414	24,3	963	9,2	1.101	7,7	11.056	15,1
	%	10,3		3,3		4,5		5,2		58,0		8,7		10,0		100,0	
Superior incompleto	fi	116	1,5	24	0,9	48	1,1	51	0,7	986	3,7	41	0,4	137	1,0	1.403	1,9
	%	8,3		1,7		3,4		3,6		70,3		2,9		9,8		100,0	
Superior completo	fi	273	3,6	73	2,6	114	2,6	122	1,7	2.409	9,1	168	1,6	272	1,9	3.431	4,7
	%	8,0		2,1		3,3		3,6		70,2		4,9		7,9		100,0	
Pós-Graduação	fi	120	1,6	13	0,5	44	1,0	33	0,5	1.050	4,0	45	0,4	90	0,6	1.395	1,9
	%	8,6		0,9		3,2		2,4		75,3		3,2		6,5		100,0	
Não sabe	fi	722	9,4	198	7,2	562	13,0	831	11,4	3.144	11,9	1.753	16,7	1.633	11,5	8.843	12,1
	%	8,2		2,2		6,4		9,4		35,6		19,8		18,5		100,0	
Total	fi	7.666	100,0	2.764	100,0	4.334	100,0	7.293	100,0	26.422	100,0	10.517	100,0	14.219	100,0	73.215	100,0
	%	10,5		3,7		5,9		10,0		36,1		14,4		19,4		100,0	

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do INEP (2012).

Ao se replicar a análise para as mesorregiões, constata-se que similarmente ao observado no nível de escolaridade materno, a mesorregião Metropolitana de Fortaleza e a mesorregião Noroeste cearense apresentam, respectivamente, o menor (3,9%) e o maior (12,1%) percentual de estudantes com pai que não estudou. No tocante ao nível superior completo, a mesorregião Metropolitana deteve a maior participação de estudantes com pai que concluiu esse nível de instrução (13,1%), ao passo que as menores proporções desse grau de escolaridade ficaram com as mesorregiões Norte (2,0%) e Sertões (2,6%).

5.2 Desempenho educacional dos estudantes no ENEM

Para se determinar o desempenho educacional dos estudantes participantes do ENEM por meio da análise fatorial, a princípio, faz-se necessário testar se esse instrumental é apropriado a essa base de dados. Essa verificação foi feita por meio do teste de esfericidade de Bartlett, cujo valor obtido foi de 492.131,40, permitindo rejeitar a hipótese nula de que a matriz de correlação seja uma matriz de identidade ao nível de 1% de probabilidade. O teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) também confirma a adequação dessa ferramenta analítica, já que se obteve um valor de 0,912. Portanto, pode ser classificada como muito boa, conforme Fávero et al. (2009), visto que apresentou um valor acima de 0,9.

Verificada a adequabilidade da aplicação desse método, empregou-se a análise fatorial pelo método dos componentes principais. Em sua versão inicial, no entanto, uma variável pode estar associada com mais de um fator, o que dificulta a interpretação. Assim, para que cada variável esteja relacionada a um único fator, os dados originais foram rotacionados de forma ortogonal pelo método Varimax. A Tabela 4 contém os autovalores da matriz de correlações maiores que um e suas respectivas porcentagens da variância total explicada, sendo que esses dois fatores sintetizam as nove variáveis que expressam as notas das provas de Ciências da Natureza, Ciências Humanas, Linguagens e Códigos, Matemática e as cinco competências da Redação dos estudantes obtidas no ENEM e são capazes de explicar 75,87% da variância total dos dados.

Tabela 4 – Raízes características da matriz de correlações simples (73.215 x 9) para os estudantes cearenses, 2012

Fatores	Raiz Característica	Variância explicada pelo fator (%)	Variância acumulada (%)
1	3,597	39,968	39,968
2	3,231	35,900	75,868

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

As cargas fatoriais rotacionadas e as comunalidades para esses dois fatores considerados são apresentadas na Tabela 5, estando destacadas em negrito as cargas fatoriais com valores absolutos maiores que 0,60. Esses valores enfatizados apontam as variáveis que estão mais fortemente associadas a um dado fator. Os valores das comunalidades indicam que todas as variáveis possuem sua variabilidade captada e representada pelos dois fatores. O teste alfa de Cronbach aplicado ao conjunto de variáveis que compõem os fatores um e dois, resultou em 0,894 e 0,888, respectivamente, demonstrando que os escores obtidos refletem adequadamente a escala do desempenho educacional.

Tabela 5 – Cargas fatoriais após rotação ortogonal e comunalidades

Variáveis	Cargas Fatoriais		Comunalidades
	F1	F2	
Competência I de Redação	0,798	0,292	0,723
Competência II de Redação	0,852	0,265	0,796
Competência III de Redação	0,876	0,276	0,843
Competência IV de Redação	0,848	0,293	0,806
Competência V de Redação	0,613	0,426	0,557
Ciências da Natureza	0,242	0,847	0,775
Matemática	0,263	0,840	0,774
Ciências Humanas	0,344	0,826	0,800
Linguagens e Códigos	0,354	0,793	0,754

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Conforme se verifica, o fator F1 apresenta correlação positiva e alta com as notas das cinco competências da Redação, sendo que a primeira busca demonstrar domínio da modalidade escrita formal da língua portuguesa; a segunda visa compreender a proposta de redação e aplicar conceitos das diversas áreas de conhecimento para desenvolver o tema, dentro dos limites estruturais do texto dissertativo-argumentativo em prosa; a terceira pretende selecionar, relacionar, organizar e interpretar informações, fatos, opiniões e argumentos em defesa de um ponto de vista; a quarta procura demonstrar conhecimento dos mecanismos linguísticos necessários para a construção da argumentação; e a quinta, por sua vez, se propõe elaborar uma proposta de intervenção para o

problema abordado, respeitando os direitos humanos. Desta forma, esse fator está associado às notas obtidas pelo estudante na prova de Redação, considerando as diferentes competências. O fator F2 está fortemente associado, de modo positivo, às notas das provas objetivas do ENEM. Portanto, esse fator indica o desempenho dos estudantes cearenses concluintes do Ensino Médio que participaram do ENEM em 2012 nas provas objetivas de conhecimentos gerais.

De posse das cargas fatoriais, foram mensurados os escores fatoriais, que se referem aos valores dos fatores obtidos por cada estudante considerado. Esses escores foram utilizados para estimar o índice de desempenho educacional dos estudantes cearenses no ENEM por meio da primeira equação descrita na metodologia. Este índice sintetiza o conjunto de habilidades do estudante em uma única variável com um alto nível de explicação.

Em conformidade com o Censo da Educação Básica de 2012 (INEP, 2013), o sistema educacional brasileiro possui quatro dependências administrativas: federal, estadual, municipal e privada. Os dados descritos na Tabela 6 indicam que parcela majoritária (80,5%) da demanda dos estudantes analisados no estado do Ceará está sendo atendida pela rede estadual e que essa dependência administrativa registrou o maior coeficiente de variação (C.V) do índice de desempenho educacional no ENEM. A rede privada responde por 18,8% e menos de 1% está sendo fornecida pelas redes federal e municipal, sendo que essa última deteve a menor cobertura (0,10%) e o menor desempenho médio (0,39) entre as dependências administrativas.

Em contrapartida, o sistema de ensino federal apresentou o melhor desempenho médio (0,52), porém com baixíssima participação no território estadual (0,64%). A rede privada alcançou a segunda maior média do IDECE (0,51), sendo muito próxima do valor obtido pelas escolas públicas federais, porém contou com uma participação bem mais expressiva de estudantes que prestaram o ENEM. Ademais, constata-se que o maior IDECE obtido entre os estudantes avaliados provém do sistema de ensino particular. Esses resultados também

foram verificados por Barbosa (2014) para o contexto brasileiro.

Tabela 6 – Distribuições de frequências absolutas e relativas do índice de desempenho educacional dos estudantes cearenses no ENEM em 2012 por dependência administrativa da escola e suas principais estatísticas descritivas

Dependência administrativa	fi	fr (%)	Mínimo	Média	Máximo	C.V (%)
Estadual	58.938	80,50	0,15	0,3924	0,71	19,74
Federal	467	0,64	0,31	0,5204	0,75	17,64
Municipal	72	0,10	0,23	0,3889	0,61	18,40
Privada	13.738	18,76	0,23	0,5147	0,78	17,47
Total	73.215	100,00	0,15	0,4161	0,78	22,48

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 7 mostra o desempenho educacional dos estudantes analisados por mesorregião cearense. Conforme se percebe, a mesorregião Metropolitana de Fortaleza se destaca com o melhor desempenho médio do IDECE, mas com elevado nível de heterogeneidade. O discente que obteve o valor máximo do IDECE estuda na capital cearense, que faz parte dessa região.

Os estudantes das mesorregiões cearenses Norte (0,3878) e Sertões (0,3904) perfizeram os menores valores médios do IDECE. Vale destacar que conforme o INEP (2013), respectivamente, 97% e 95% dos estudantes pertencentes a estas mesorregiões estão matriculados em escolas da rede pública de ensino¹, demonstrando a necessidade de avanços no ensino público, principalmente, nestas localidades. Ademais, ressalta-se que os estudantes pertencentes a essas mesorregiões apresentaram baixo nível de escolaridade materno e paterno. Por fim, verifica-se que o valor mínimo do IDECE no Estado ocorreu no município de Monsenhor Tabosa, pertencente à mesorregião dos Sertões cearense.

¹ Nas mesorregiões Sul, Centro-Sul, Jaguaribe, Metropolitana e Noroeste, a taxa de estudantes pertencentes à rede pública de ensino perfez, respectivamente, (88,0%), (90,6%), (86,6%), (61,5%), (92,0%), conforme o INEP (2013).

Tabela 7 – Distribuições de frequências absolutas e relativas do índice de desempenho educacional dos estudantes cearenses no ENEM em 2012 por mesorregião cearense e suas principais estatísticas descritivas

Mesorregião cearense	fi	fr (%)	Mínimo	Média	Máximo	C.V (%)
Sul	7.666	10,47	0,16	0,4061	0,75	21,96
Centro-Sul	2.764	3,78	0,18	0,3955	0,71	20,51
Jaguaribe	4.334	5,92	0,18	0,4027	0,72	21,04
Sertões	7.293	9,96	0,15	0,3904	0,71	20,67
Metropolitana	26.422	36,09	0,17	0,4535	0,78	22,01
Norte	10.517	14,36	0,17	0,3878	0,69	20,10
Noroeste	14.219	19,42	0,16	0,3945	0,74	20,87
Total	73.215	100,00	0,15	0,4161	0,78	22,48

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Conforme se verifica pela Tabela 8, em termos médios, quanto maior o nível de escolaridade materno, maior o desempenho educacional dos estudantes avaliados, sendo que a média de desempenho educacional dos filhos, cuja mãe tem pós-graduação excede em 37,67% a média dos filhos, cuja mãe não estudou.

Tabela 8 – Distribuições de frequências absolutas e relativas do índice de desempenho educacional dos estudantes cearenses no ENEM em 2012 conforme o nível de escolaridade materno e suas principais estatísticas descritivas

Nível de escolaridade materno	fi	fr (%)	Mínimo	Média	Máximo	C.V (%)
Não estudou	3.202	4,37	0,17	0,3690	0,63	19,68
Fundamental I	21.482	29,34	0,16	0,3856	0,73	20,05
Fundamental II	16.238	22,18	0,17	0,3992	0,71	20,27
Médio incompleto	4.075	5,57	0,17	0,4306	0,73	19,90
Médio completo	14.043	19,18	0,18	0,4461	0,76	20,38
Superior incompleto	1.721	2,35	0,21	0,4793	0,78	21,38
Superior completo	4.989	6,81	0,15	0,4922	0,78	21,01
Pós-graduação	2.990	4,08	0,18	0,5080	0,77	20,50
Não sabe	4.475	6,11	0,17	0,3809	0,72	22,48
Total	73.215	100,00	0,15	0,4184	0,78	22,47

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Os dados da Tabela 9 evidenciam que o desempenho educacional dos estudantes analisados por nível de escolaridade paterno segue a mesma tendência verificada para o nível de escolaridade materno, porém, supera, em termos médios, os valores observados para os mesmos níveis de escolaridade da mãe.

Tabela 9 – Distribuições de frequências absolutas e relativas do índice de desempenho educacional dos estudantes cearenses no ENEM em 2012 conforme o nível de escolaridade paterno e suas principais estatísticas descritivas

Nível de escolaridade paterno	fi	fr (%)	Mínimo	Média	Máximo	C.V (%)
Não estudou	6.305	8,61	0,16	0,3758	0,75	20,07
Fundamental I	24.844	33,93	0,15	0,3907	0,73	20,34
Fundamental II	12.705	17,35	0,16	0,4090	0,75	20,44
Médio incompleto	3.233	4,42	0,20	0,4424	0,75	20,40
Médio completo	11.056	15,10	0,18	0,4556	0,77	19,96
Superior incompleto	1.403	1,92	0,21	0,5110	0,78	19,29
Superior completo	3.431	4,69	0,22	0,5165	0,76	19,62
Pós-graduação	1.395	1,91	0,28	0,5445	0,78	17,52
Não sabe	8.843	12,08	0,17	0,3935	0,75	20,70
Total	73.215	100,00	0,15	0,4193	0,78	22,58

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

5.3 Determinantes do desempenho educacional do estudante no ENEM

Para captar a influência das características individuais do estudante, de sua família, de sua trajetória escolar, do sistema educacional e da mesorregião, a qual faz parte, ao longo de pontos distintos da distribuição condicional do Índice de Desempenho Educacional dos estudantes cearenses (IDECE), que participaram do ENEM, estimaram-se os parâmetros por meio da regressão quantílica para os quantis 0,10; 0,25; 0,50; 0,75 e 0,90, cujos resultados se encontram na Tabela 10.

Conforme se verifica, as variáveis referentes à idade, quantidade de residentes, níveis de escolaridade materna e paterna, renda familiar,

localização da residência, atuação no mercado de trabalho, duração do Ensino Fundamental, tipo de escola do Ensino Fundamental, escola federal e particular no Ensino Médio, localização da escola, e as mesorregiões cearenses registraram coeficientes estatisticamente significantes a 1% em todos os quantis avaliados. As variáveis relativas ao sexo e ao estado civil apresentaram coeficientes significantes a 1% em todos os quantis, exceto no 0,90 para a primeira variável e nos quantis 0,10 e 0,90 para a segunda variável, enquanto a variável cor ou raça teve coeficiente estatisticamente significativo ao nível de 5% apenas no quantil 0,10. Verifica-se também que o coeficiente da escola municipal no Ensino Médio não foi estatisticamente significativo nos quantis considerados. Ademais, pode-se inferir que o teste de homocedasticidade confirma presença de erros heterocedásticos ao nível de 1%, sinalizando a relevância da adoção das regressões quantílica e do *Bootstrap*.

O coeficiente da variável idade apresentou sinal negativo em todos os quantis estimados, indicando uma relação inversa entre este fator e o desempenho educacional dos estudantes cearenses considerados, sendo que o efeito dessa variável é mais forte para os estudantes com menor desempenho no ENEM, e sua magnitude decresce à medida que se aumenta o quantil analisado. O teste Wald corroborou a desigualdade dos valores dos coeficientes entre os quantis. Essa interação negativa entre idade e desempenho escolar pode ser justificada pela redução da capacidade cognitiva da pessoa com o passar do tempo, estando consistente com a literatura, como são os casos, por exemplo, dos estudos desenvolvidos por Wöbmann (2003), Fuchs; Wöbmann (2007), Barbosa (2014) e Cunha *et al.* (2014), que confirmam esse relacionamento inverso. De acordo com Barbosa (2014), a distorção idade/série pode está associada a um reduzido nível de planejamento individual ou a um deficiente sistema educacional, ocasionando um menor desempenho educacional.

Quanto ao sexo dos estudantes, os dados indicam que as estudantes obtiveram melhor desempenho que os estudantes em todos

os quantis (com exceção apenas do quantil 0,90), visto que as mulheres assumem valor igual a um, conforme especificado na metodologia. Resultados semelhantes foram encontrados por Barbosa (2014), Osti; Martinelli (2014) e Cunha et al. (2014), sendo que este último só se confirma para o exame de Português, não se verificando esse comportamento no exame de Matemática. O teste de Wald confirmou que essa desigualdade de desempenho tende a diminuir nos estratos superiores da distribuição.

A variável cor ou raça se mostrou um condicionante relevante para explicar as diferenças de desempenho escolar entre os estudantes cearenses que apresentam os menores níveis de desempenho, visto que seu coeficiente foi estatisticamente significativo no primeiro quantil analisado, demonstrando que os estudantes cearenses declarados da cor preta possuem desempenho superior aos demais estudantes no quantil 0,10. Em relação ao estado civil, nota-se que os solteiros possuem desempenho inferior aos demais estudantes em todos os quantis considerados, exceto para os quantis 0,10 e 0,90. Resultado similar foi verificado por Barbosa (2014). O teste de Wald demonstrou que não se deve rejeitar a hipótese de igualdade dos coeficientes em todos os quantis analisados, indicando que esta desigualdade tende a ser constante em toda a distribuição. A existência destas desigualdades e sua potencial persistência podem acarretar em sérios problemas sociais futuros além de afetar potencialmente o mercado de trabalho. Assim, necessita-se que os gestores busquem estratégias para extinção tanto da desigualdade de desempenho fruto do sexo do estudante quanto da sua cor e dos demais fatores circunstanciais.

No que diz respeito ao número de componentes que moram com o estudante, pode-se inferir um efeito negativo sobre o desempenho escolar dos estudantes em todos os quantis investigados, conforme observado pela Tabela 10. Esse efeito negativo sinaliza que quanto maior a quantidade de residentes, menor será o desempenho educacional, tendo em vista que o acréscimo de residentes em um domicílio pode reduzir a capacidade de investimento na formação

educacional. A presença de desigualdade entre os parâmetros é corroborada pelo teste de Wald.

Os níveis de escolaridade materna e paterna constituem variáveis importantes que influenciam positivamente o desempenho educacional de seus filhos em todos os quantis estimados. Esse efeito positivo da escolaridade dos pais sobre o desempenho educacional é consenso na literatura econômica. Estudos realizados por Barros et al. (2001), Wöbmann (2003), Martins; Veiga (2010), Curi; Menezes Filho (2013), Santana et al. (2013), Barbosa (2014) e Moraes; Belluzzo (2014) confirmam essa interação positiva. O teste de Wald demonstrou a desigualdade dos valores dos coeficientes entre os quantis. De acordo com Barros et al. (2001), à medida que a escolaridade dos pais aumenta, menores tendem a ser as dificuldades e os custos de aprendizagem dos filhos. Em outros termos, para se reduzir a heterogeneidade de desempenho, torna-se necessária, entre outros fatores, a existência de um mercado de crédito sem imperfeições, assim como de um sistema educacional que busque compensar as dificuldades relativas enfrentadas pelas crianças com pais que tenham baixo ou nenhum nível escolaridade.

Outro condicionante que exerceu influência positiva sobre o desempenho educacional dos estudantes analisados ao longo da distribuição refere-se à renda familiar, de forma que se o nível de renda familiar do estudante aumenta, há um acréscimo no seu desempenho educacional, variando de magnitude ao longo da distribuição. Resultado similar quanto a essa interação positiva entre renda familiar e desempenho educacional também foi obtido nos estudos recentes de Curi; Menezes Filho (2013), Santana et al. (2013), Barbosa (2014) e Cunha et al. (2014). Com base no teste de Wald, constata-se que se rejeita a hipótese de igualdade dos coeficientes em todos os quantis considerados ao nível de significância de 10%. Portanto, verifica-se a presença de desigualdade de oportunidade educacional entre os estudantes cearenses. Segundo Santana et al. (2013), existe uma forte desigualdade de oportunidades no Brasil, visto que o desempenho

educacional é influenciado pelas circunstâncias que o estudante enfrenta. Essas desigualdades de oportunidade podem ser minimizadas com políticas destinadas a melhorar a qualidade de ensino.

Para analisar o efeito da localização da residência do estudante no seu desempenho educacional, considerou-se uma variável *dummy*, cuja categoria de referência se reporta ao meio urbano. Assim, com base nos dados da Tabela 10, nota-se que os estudantes que residem no perímetro urbano cearense possuem melhor desempenho educacional. Este impacto positivo está consistente com os resultados obtidos por Santana et al. (2013) e Barbosa (2014) para o espaço brasileiro. O teste de Wald revelou que não se deve rejeitar a hipótese de igualdade dos coeficientes para essa variável em todos os quantis analisados, sinalizando que esta desigualdade tende a ser constante em toda a distribuição.

No tocante à atuação do estudante no mercado de trabalho, percebe-se que os estudantes que exerceram atividade remunerada possuem desempenho inferior aos demais estudantes em todos os quantis estimados. Em conformidade com Barbosa (2014), o efeito desta variável no desempenho educacional do estudante não apresenta um comportamento unânime na literatura, já que essa interação pode se alterar em função dos motivos que induziram o estudante a inseri-lo no mercado de trabalho e o tipo de atividade que está exercendo. O resultado do teste de Wald comprovou que existe desigualdade dos valores dos coeficientes entre os quantis analisados ao nível de significância de 1%.

De posse dos resultados da Tabela 10, também se pode inferir que os estudantes investigados que concluíram o Ensino Fundamental em oito anos ou menos apresentaram desempenho educacional melhor do que os demais em toda a distribuição, variando de magnitude. O teste de Wald corroborou que existe desigualdade dos valores dos coeficientes entre os quantis ao nível de significância de 1%. Em contrapartida, os estudantes que fizeram o Ensino Fundamental completo em escola pública tiveram desempenho educacional inferior

aos demais estudantes em todos os quantis avaliados, sendo que o seu efeito se eleva nos quantis superiores. Com base no teste de Wald, deve-se rejeitar a hipótese de igualdade dos coeficientes dessa variável entre os quantis considerados.

Ao se analisar as dependências administrativas dos estabelecimentos do Ensino Médio, os resultados revelam que os estudantes que cursaram o Ensino Médio em instituições privadas de ensino tiveram desempenho educacional melhor do que os estudantes provenientes da rede pública estadual em todos os quantis avaliados, sendo que a desigualdade se amplia nos quantis superiores. Esse resultado segue a linha das inferências extraídas por Wöbmann (2003), Duncan; Sandy (2007); Oliveira et al. (2009), Barbosa (2014) e Moraes; Belluzzo (2014). O teste de Wald demonstrou que a desigualdade entre os parâmetros dessa variável é significativa a 1%. Na concepção de Moraes e Belluzzo (2014), a superioridade tecnológica do setor privado na produção da educação impacta diretamente na formulação de medidas de políticas públicas, visto que tais aspectos tecnológicos poderiam ser incluídos em escolas públicas como forma de melhorar seu desempenho. Ademais, em face da superioridade do setor privado de ensino, pode-se justificar a adoção de políticas de cupons, em que sejam oferecidos recursos pelo governo que permitam a transferência de estudantes para escolas privadas.

Em relação à Escola Federal, constatou-se que os estudantes analisados que fizeram o Ensino Médio nessa rede de ensino apresentaram desempenho educacional superior ao alcançado pelos alunos que estudaram na rede estadual de ensino em toda a distribuição. Entretanto, a magnitude dessa diferença é crescente apenas até a mediana, após isso, a diferença de desempenho tende a se reduzir, diferentemente da relação entre os estudantes da rede particular e os da rede estadual. Quanto à Escola Municipal, verificou-se que esse estabelecimento de ensino não representou um fator importante para explicar as diferenças de desempenho educacional em termos comparativo com a Escola Estadual no Ensino Médio, já que seu

coeficiente não foi estatisticamente significativo em todos os quantis. Conforme o teste de Wald, não se deve rejeitar a hipótese de igualdade entre os parâmetros, sinalizando que esta desigualdade tende a ser constante em toda a distribuição para essas duas variáveis.

No que concerne à localização da escola, os dados descritos na Tabela 10 mostram que os estudantes pertencentes às escolas sediadas na área rural possuem desempenho educacional menor que os demais estudantes. O teste de Wald comprovou a desigualdade dos valores dos coeficientes entre os quantis. Segundo Ney et al. (2010), essa desigualdade de desempenho educacional entre o meio urbano e o rural pode ser atribuída à maior incidência da pobreza, baixo nível de escolaridade da população adulta e reduzida oferta de profissionais e de estrutura dos estabelecimentos de ensino. Conforme Barbosa e Sousa (2013) o sistema educacional requer uma reformulação em suas políticas públicas, visto que a dinâmica atual do sistema reflete diretamente na concentração fundiária e de renda, no nível de qualificação da mão de obra no campo e na perpetuação das desigualdades de renda entre o espaço rural e urbano.

Para captar a desigualdade do desempenho educacional dos estudantes analisados nas mesorregiões cearenses, considerou-se a mesorregião Metropolitana de Fortaleza como categoria de referência. Os resultados indicaram que os estudantes pertencentes a essa mesorregião tiveram desempenho educacional melhor do que aqueles residentes em qualquer outra mesorregião cearense em todos os quantis analisados. Ademais, constata-se, pelo teste de Wald, que não se deve rejeitar a hipótese de igualdade entre os coeficientes estimados para as mesorregiões Sul, Centro-Sul e Sertões.

Tabela 10 – Estimativa dos fatores explicativos do desempenho educacional dos estudantes cearenses no ENEM por meio do modelo de regressão quantílica, 2012

Variáveis explicativas	Quantis				
	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Constante	0,3883* (58,50)	0,4262* (69,11)	0,4633* (83,89)	0,5134* (86,01)	0,5572* (54,25)
Idade	-0,0049* (-16,54)	-0,0046* (-21,87)	-0,0040* (21,49)	-0,0036* (-21,31)	-0,0035* (-12,00)
Sexo	0,0080* (9,09)	0,0067* (8,29)	0,0049* (5,99)	0,0022** (2,51)	0,0014 (-1,22)
Cor ou raça	0,0045** (2,46)	0,0015 (0,94)	0,0022 (1,40)	0,0027 (1,55)	0,0004 (0,15)
Estado civil	-0,0045 (-1,43)	-0,0090* (-2,91)	-0,0108* (-3,80)	-0,0131* (-4,40)	-0,0062 (-1,23)
Quant. residentes	-0,0015* (-5,09)	-0,0020* (-7,96)	-0,0021* (-7,89)	-0,0027* (-10,12)	-0,0028* (-7,91)
Escolaridade materna	0,0025* (7,09)	0,0031* (11,89)	0,0034* (11,54)	0,0037* (12,59)	0,0035* (8,31)
Escolaridade paterna	0,0032* (8,94)	0,0032* (9,19)	0,0041* (11,98)	0,0038* (10,49)	0,0045* (9,49)
Renda familiar	0,0048* (19,71)	0,0052* (27,53)	0,0050* (25,40)	0,0054* (24,71)	0,0052* (19,54)
Localização da residência	0,0082* (7,40)	0,0091* (9,69)	0,0105* (10,68)	0,0111* (10,26)	0,0096* (6,16)
Atuação mercado de trabalho	-0,0061* (-5,35)	-0,0055* (-5,51)	-0,0068* (-6,70)	-0,0105* (-8,83)	-0,0114* (-7,29)
Duração ensino fundamental	0,0180* (20,02)	0,0212* (26,77)	0,0239* (27,97)	0,0261* (26,58)	0,0254* (18,31)
Escola no ensino fundamental	-0,0167* (-10,67)	-0,0200* (-16,05)	-0,0229* (-17,11)	-0,0249* (-17,78)	-0,0256* (-13,30)
Escola Federal	0,0866* (13,27)	0,0953* (16,14)	0,0924* (19,28)	0,0906* (14,34)	0,0806* (13,31)
Escola Particular	0,0407* (22,34)	0,0444* (26,26)	0,0484* (30,48)	0,0494* (29,10)	0,0531* (22,01)
Escola Municipal	-0,0129 (-0,64)	-0,0083 (-0,59)	-0,0037 (-0,28)	-0,0085 (-0,52)	-0,0132 (-0,79)
Localização da escola	-0,0063** (-2,13)	-0,0060* (-3,22)	-0,0079* (-3,26)	-0,0090* (-3,45)	-0,0155* (-5,62)
Mesorregião Sul	-0,0136* (-8,75)	-0,0124* (9,59)	-0,0115* (-7,30)	-0,0105* (-6,41)	-0,0083* (-4,12)
Mesorregião Centro Sul	-0,0191* (-7,80)	-0,0158* (-7,28)	-0,0156* (-7,45)	-0,0167* (-7,03)	-0,0180* (-6,04)
Mesorregião Sertões	-0,0136* (-8,14)	-0,0121* (-8,43)	-0,0115* (-7,81)	-0,0116* (-7,38)	-0,0096* (-4,30)
Mesorregião Jaguaribe	-0,0126* (-6,67)	-0,0104* (-5,46)	-0,0093* (-5,00)	-0,0059* (-2,89)	-0,0085* (-3,30)
Mesorregião Norte	-0,0155* (-9,86)	-0,0133* (-8,71)	-0,0114* (-7,90)	-0,0111* (-7,38)	-0,0088* (-4,39)
Mesorregião Noroeste	-0,0130* (-10,54)	-0,0104* (-8,12)	-0,0086* (-6,94)	-0,0083* (-5,99)	-0,0067* (-3,66)

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Pseudo R2: Quantil 0,10 = 0,1527; Quantil 0,25 = 0,1768; Quantil 0,50=0,2095; Quantil 0,75 = 0,2426; Quantil 0,90 = 0,2618. Os valores entre parênteses referem-se à estatística t. * e ** significante a 1% e 5%.

A Figura 1 apresenta graficamente a trajetória dos coeficientes estimados na regressão quantílica em pontos distintos da distribuição do IDECE. Optou-se pela inclusão deste recurso, haja vista a grande quantidade de coeficientes estimados.

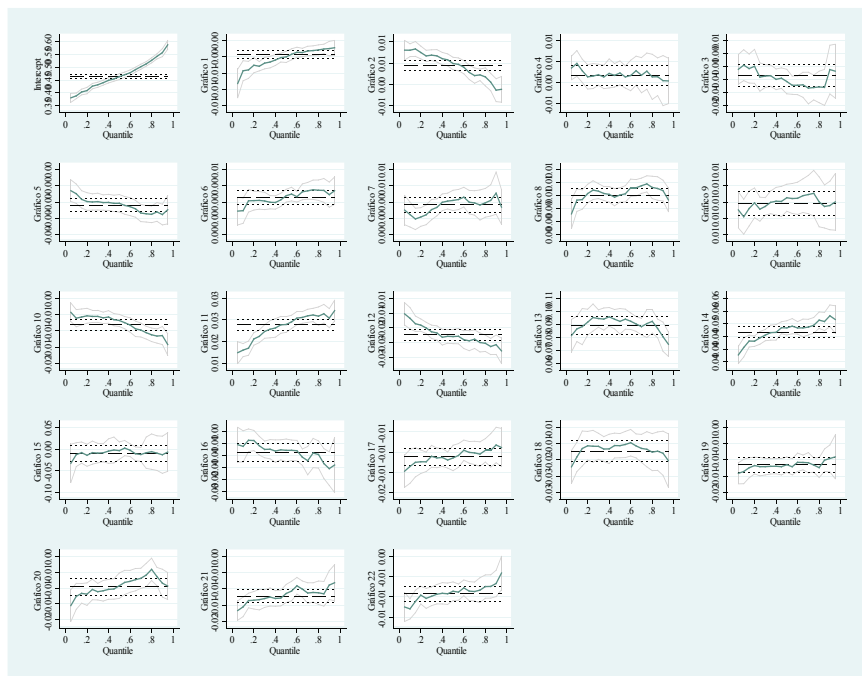


Figura 1 – Comportamento dos coeficientes da regressão quantílica ao longo da distribuição IDECE

Gráfico 1: Idade; Gráfico 2: Sexo; Gráfico 3: Estudantes Solteiros; Gráfico 4: Estudantes declarados da cor preta; Gráfico 5: Quantidade de residentes em seu domicílio; Gráfico 6: Nível de escolaridade materna; ; Gráfico 7: Nível de escolaridade paterna; Gráfico 8: Nível de renda familiar; Gráfico 9: Estudantes residentes no meio urbano; Gráfico 10: Estudantes que exercem ou exerceram atividade remunerada; Gráfico 11: Estudantes que concluíram o ensino fundamental em até 8 anos; Gráfico 12: Estudantes que cursara todo o ensino fundamental em escola pública; Gráfico 13: Estudantes matriculados na rede de ensino Federal; Gráfico 14: Estudantes matriculados na rede de ensino Particular; Gráfico 15: Estudantes matriculados na rede de ensino Municipal; Gráfico 16: Estudantes matriculados em escola no meio rural; Gráfico 17: Estudantes residentes na mesorregião Sul; Gráfico 18: Estudantes residentes na mesorregião Centro-Sul; Gráfico 19: Estudantes residentes na mesorregião Sertões; Gráfico 20: Estudantes residentes na mesorregião Jaguaribe; Gráfico 21: Estudantes residentes na mesorregião Norte; Gráfico 22: Estudantes residentes na mesorregião Noroeste;

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O Exame Nacional do Ensino Médio tem avançado como ferramenta de avaliação do desempenho escolar dos estudantes concluintes do Ensino básico no território nacional, permitindo o ingresso de seus participantes em instituições públicas de ensino superior em todo território nacional por meio do SISU ou em instituições de ensino superior privada mediante o PROUNI.

Dentre os estudantes analisados, parcela majoritária é atendida pela rede estadual de ensino, ficando menos de 20% sob a responsabilidade do setor privado e das demais esferas públicas (federal e municipal), sendo essas últimas limitadas a uma participação de menos de 1%. Dentre tais dependências administrativas, o sistema de ensino federal registrou o melhor desempenho médio, seguido pela instituição particular. Já a esfera estadual precisa avançar significativamente para alcançar níveis de desempenho satisfatórios.

Em termos regionais, verifica-se que o melhor desempenho educacional dos estudantes analisados ocorreu na mesorregião Metropolitana de Fortaleza, sendo considerada como referência para as demais. Essa mesorregião apresentou o maior contingente de estudantes analisados que participaram do ENEM e obteve as maiores participações relativas de estudantes com melhores níveis de renda familiar e de escolaridade dos pais. Os estudantes das mesorregiões Sul e Jaguaribe, em termos médios, foram os que se aproximaram mais do desempenho da região Metropolitana, em contrapartida, as mesorregiões Noroeste, Norte, Sertões e Centro-Sul se caracterizaram com as piores condições socioeconômicas, traduzidas por baixo nível de renda familiar, de escolaridade dos pais e alta dependência da rede de ensino público, repercutindo nos menores índices de desempenho educacional médio dos estudantes que fizeram o ENEM em 2012.

Além de identificar o desempenho dos estudantes, estimou-se a influência de fatores circunstanciais, individuais, familiares, dos estabelecimentos de ensino e regionais em pontos distintos da

distribuição do IDECE. Assim, constata-se que o capital cultural (escolaridade dos pais) e econômico (renda familiar), as escolas federais e privadas, a dedicação do estudante ao ensino fundamental e a residência na zona urbana, exercem influência positiva no seu desempenho escolar em todos os quantis analisados, enquanto que a idade, a localização da escola na zona rural, o tamanho da família e estudar em escola pública durante todo o ensino refletem negativamente no desempenho dos estudantes.

Quanto ao sexo e ao estado civil, observa-se que as mulheres apresentaram desempenho superior aos homens e que os solteiros têm desempenho inferior aos demais estudantes em todos os quantis, exceto no primeiro e no último quantil analisado. Os alunos que exercem a atividade remunerada possuem desempenho inferior aos demais. Os estudantes declarados da cor preta apresentaram desempenho superior aos demais apenas na parte inferior da distribuição.

Portanto, fatores circunstanciais, que independem das ações dos estudantes cearenses, exercem grande influência no seu desempenho, repercutindo em sérias desigualdades de desempenho educacional e de acumulação do capital humano. Além disso, fatores individuais, que dependem das ações dos estudantes, também são fundamentais na explicação do seu desempenho educacional. Observou-se ainda a desigualdade de oportunidades existentes entre as mesorregiões cearenses e a necessidade da identificação das escolas e práticas pedagógicas que conciliam o melhor nível de qualidade aliada ao maior grau de equidade no sistema de ensino para que prevaleça o esforço do indivíduo, eliminando o efeito negativo do baixo nível de escolaridade familiar e de renda que afeta milhares de estudantes cearenses.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, D. F.; KARINO, C. A. **Nota técnica: Teoria de Resposta ao Item**. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. 4p. Disponível em: <http://download.inep.gov.br/educacao_basica/enem/nota_tecnica/2011/nota_tecnica_tri_enem_18012012.pdf. > Acesso em: 12 de dezembro de 2012.

BARBOSA, W. F. **Educação no Brasil é para quem quer ou para quem pode?** Uma avaliação dos fatores determinantes do desempenho educacional dos estudantes brasileiros. Crato: URCA, 2014. 72 f. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Regional do Cariri, 2014.

BARBOSA, W. F.; SOUSA, E. P.; Desempenho educacional dos estudantes cearenses: uma análise comparativa entre o meio rural e urbano. In: 51º Congresso da SOBER, 2013. Anais... Belém, PA: SOBER, 2013. Disponível em: < <http://icongresso.itarget.com.br/useradm/anais/?clt=ser.3> > Acesso em: 20 de dezembro de 2013.

BARRETO, R. S. C. **Desenvolvimento regional e convergência de renda nos municípios do Estado do Ceará**. Viçosa: UFV, 2007. 191 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, 2007.

BARROS, A. R. **Desigualdades regionais no Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R.; SANTOS, D. D.; QUINTAES, G. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: IPEA, v. 31, n. 1, p.1-42, 2001.

BEZERRA, F. M.; RAMOS, F. S. Diferenças regionais de crescimento econômico no Brasil: a importância da especificação de capital humano. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**. Rio

de Janeiro: UFRJ, v. 2, p. 32-52, 2009.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics Methods and Applications**. Cambridge U. Press, 2005.

CASTELLÓ-CLIMENT, A.; DOMÉNECH, R. Human capital inequality, life expectancy and economic growth. **The Economic Journal**, n. 118, p. 653-677, 2008.

CUNHA, N. M.; RIOS-NETO, E. L. G.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Religiosidade e desempenho escolar: o caso de jovens brasileiros da Região Metropolitana de Belo Horizonte. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: IPEA, v. 44, n. 1, p. 71-116, 2014.

CURI, A.Z.; MENEZES FILHO; N.A. Mensalidade escolar, Background familiar e os resultados do Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM). **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, v.43, n.2, p.223-254. 2013.

DUNCAN, K; SANDY, J. Explaining the performance gap between public and private school students. **Eastern Economic Journal**, v. 33, n. 2, p. 177-191, 2007

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P.; SILVA, F. L.; CHAN, B. L. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. Rio de Janeiro. Elsevier, 2009.

FUCHS, T.; WÖBMANN, L. What accounts for international differences in student performance? A re-examination using PISA data. **Empirical Economics**, v. 32, p. 433-464, 2007.

GAMBOA, L. F.; WALTENBERG, F. D. Inequality of opportunity for educational achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006-2009. **Economics of Education Review**, v. 31, p. 694-708, 2012.

HAIR JR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise Multivariada de Dados**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005. 593p.

HANUSHEK, E. A. Economic growth in developing countries: The role of human capital. **Economics of Education Review**, v. 37, p. 204-212, 2013.

HARDLE, W.; SIMAR, L. **Applied Multivariate Statistical Analysis**. 2th Edition. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2007.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Estatísticas do cadastro central de empresas 2011**. Rio de Janeiro: IBGE, 191 p. 2013.

INEP - INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Censo da Educação Básica: 2012 – resumo técnico**. Brasília: INEP, 41 p. 2013.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied Multivariate Statistical Analysis**. 6th Edition. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2007.

KARINO, C. A; BARBOSA, M. T. S. **Nota técnica: Procedimento de cálculo das notas do Enem**. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. 4p. Disponível em: <http://download.inep.gov.br/educacao_basica/enem/nota_tecnica/2011/nota_tecnica_procedimento_de_calculo_das_notas_enem_2.pdf > Acesso em: 09 de outubro de 2013.

KOENKER, R.; BASSET, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, p.33-50, 1978.

MARTINS, L.; VEIGA, P. Do inequalities in parents' education play an important role in PISA students' mathematics achievement test score disparities? **Economics of Education Review**, v. 29, p. 1016-1033, 2010.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de Estatística Multivariada – uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.

MORAES, A. G. E.; BELLUZZO, W. O diferencial de desempenho

escolar entre escolas públicas e privadas no Brasil. **Nova Economia**. Belo Horizonte, v. 24, n. 2, p.409-430, 2014.

NAKABASHI, L.; SALVATO, M. A. Human capital quality in the Brazilian states. **Revista Economia**. Brasília, v. 8, n. 2, p. 211-229, 2007.

NEY, M. G; SOUZA, P. M; PONCIANO; N. J. Desigualdade de acesso à educação e evasão escolar entre ricos e pobres no Brasil rural e urbano. **InterScience Place**, v.3, n.13, p.33-55, 2010.

NOGUEIRA, C. M. M; NOGUEIRA, M. A. A sociologia da educação de Pierre Bourdieu: limites e contribuições. **Educação & Sociedade**. Campinas, v. 23, n 78, p 15-36, 2002.

OLIVEIRA, P. R.; BELLUZZO, W; PAZELLO, E. T. Public-private sector differentials in Brazilian education: A counterfactual decomposition approach. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 31, 2009, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu, 2009.

OSTI, A.; MARTINELLI, S. C. Desempenho escolar: análise comparativa em função do sexo e percepção dos estudantes. **Educação e Pesquisa**. São Paulo: USP, v. 40, n. 1, p. 49-59, 2014.

PORTAL DA EDUCAÇÃO. **Todos pela Educação – Indicadores da Educação**. Disponível em: <http://www.todospelaeducacao.org.br/indicadores-da-educacao>. Acesso em: 06/09/2014.

RIBEIRO, C. R. Pensamento e sociedade: contribuições ao debate sobre a experiência do ENEM. **Educação & Sociedade**. Campinas, v. 35, n. 127, p. 443-460, 2014.

SANTANA, F. L.; NOGUEIRA, L. C.; FIGUEIREDO, E. A. Igualdade de oportunidades: analisando o papel das circunstâncias no desempenho do ENEM. In: XIX Fórum Banco do Nordeste de Desenvolvimento e XVIII Encontro Regional de Economia, 2013. **Anais...** Fortaleza, CE: ANPEC Nordeste, 2013.

SOARES, J. F. Qualidade e equidade na educação básica brasileira: fatos

e possibilidades. In: SCHWARTZMAN, S; BROCK, C. (Org). **Os desafios da educação no Brasil**. Rio de Janeiro: Nova Fronteira, v.1 p. 87-114, 2005.

SOARES, J. F.; ANDRADE, R. J. Nível socioeconômico, qualidade e equidade das escolas de Belo Horizonte. **Revista Ensaio - Avaliação e Políticas Públicas em Educação**. Rio de Janeiro, v.14, n.50, p. 107-126, 2006.

WÖBMANN, L. Schooling resources, educational institutions and student performance: the international evidence. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, n. 2, p. 117-170, 2003.

DETERMINANTES DA EVASÃO E REPETÊNCIA ESCOLAR

Maitê Rimekká Shirasu *

Ronaldo de Albuquerque e Arraes **

RESUMO

Tendo em vista os reconhecidos benefícios sociais e econômicos decorrentes de melhorias educacionais para qualquer nação, identificar os fatores que causam os problemas de evasão e repetência escolar tem persistido na agenda de pesquisadores, seja de países em desenvolvimento ou desenvolvidos. Nesse sentido, este estudo objetivou identificar os determinantes da evasão e da repetência escolar no ensino médio, a partir de uma base de raros dados em nível longitudinal no Brasil, direcionada para as escolas públicas do Ceará (SPAECE/2008, acompanhada de 2009 a 2011). Para tanto, construiu-se um modelo logístico multinível que incorpora a natureza hierárquica em níveis de alunos e de escolas. Constatou-se que o desinteresse pelos estudos e a persistência de repetência em anos anteriores são os fatores de maior influência no aumento das chances de o aluno abandonar a escola, além de o atraso escolar pela idade-série ditar a retenção dos alunos por um período mais longo. Não obstante as condicionalidades impostas pelo Programa Bolsa Família, esse benefício contribuiu como redutor das chances para a ocorrência de evasão e repetência escolar. Em vista do diagnóstico, e considerando que essas escolas públicas possuem infraestruturas semelhantes, a intervenção dos educadores deveria estar fortemente direcionada à motivação dos alunos pelos estudos, através de medidas pedagógicas que os envolvam e os alertem

* Doutoranda CAEN/UFC.

** Professor CAEN/UFC, PhD.

efetivamente sobre os benefícios sociais e econômicos advindos da acumulação de educação a médio e a longo prazo, tal como ocorre nos países desenvolvidos.

Palavras-chave: Evasão e Repetência escolar. Modelo Logístico Multinível. Dados Longitudinais. Escolas Públicas do Ceará.

ABSTRACT

Considering the overall benefits from education, the dropouts and school failures bring about severe consequences for economic progress and welfare of the population. The purpose of this study was to identify the determinants for the occurrence of such problems at high school level, supported by a rare database at longitudinal level in Brazil, which involve the public schools in the state of Ceara (SPAECE/2008, extended to 2009-2011). For doing this, a multilevel logistic model on a hierarchical basis is performed in two dimensions: school and students. It is found evidence that factors associated with both the students themselves and their families' status affects significantly the chances for dropouts and school failures. While the cash transfer (Bolsa Família) to student's household is an important mechanism to reduce the probability of dropout and school failure, the lack of students' dedications in school activities and persistency of failures are the main deficiencies for increasing the chances of dropouts from school. In view of the results, and since the sampled public schools have similar infrastructure, the intervention of educators should be driven to student motivation in scholar activities, through educational measures that call for their attention and warn them effectively on the social and economic benefits arising from the accumulation of education in the medium and long term, as it occurs in developed countries.

Keywords: School Dropout and Failure. Multilevel Logistic Model. Longitudinal Data. Public High Schools in Ceará.

1 INTRODUÇÃO

É fato histórico no Brasil que a importância que deveria ser dada à educação ocorreu sobremaneira tardia, ao contrário do que se constata nos atuais países desenvolvidos. Com o advento da 1ª Guerra Mundial e com o início da industrialização, a preocupação com a escolarização tornou-se mais evidente, apesar de restrita a famílias mais abastadas. Um avanço importante, em meados dos anos 90, foi a aprovação da Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB – Lei 9394/96), que se baseou no princípio do direito universal à educação para todos, garantindo, entre outros ganhos, um gasto mínimo com a manutenção e desenvolvimento do ensino público, dividindo essa responsabilidade entre a União, os estados e os municípios; e ainda o acesso obrigatório e gratuito ao ensino fundamental.

Na última década, observou-se um movimento crescente no sentido da maior valorização da educação, tornando o seu acesso muito mais equitativo. Com a facilitação do ingresso nos estudos, indivíduos menos favorecidos têm maiores possibilidades de romper o ciclo da pobreza e ascender socialmente com uma consequente melhoria de bem-estar. Não obstante, as medidas políticas tomadas têm sido ineficazes para melhorar os indicadores educacionais do país. De acordo com o Censo Escolar/2008, 41% e 23% das escolas públicas brasileiras de nível médio apresentaram taxas de evasão escolar de 40% e 50%, respectivamente. Quanto à repetência escolar, estima-se que 44% dos estudantes brasileiros de nível médio estão pelo menos dois anos acima da idade para as suas séries, e 15% estão sete anos atrasados em suas séries. Para Bruns *et al.* (2012), não se constata este cenário para outros países em desenvolvimento ou mesmo da América Latina. Das obstruções ocorridas para o aprimoramento da educação brasileira em níveis compatíveis com sua posição hierárquica na escala de riqueza mundial, emergem as incongruências com os preceitos teóricos e suas disparidades educacionais em relação a outras economias muito mais pobres.

Amplamente comprovadas em nível mundial, as teorias iniciais do capital humano formuladas nas décadas de 50, 60 e 70 apontaram a educação como fator-chave para o crescimento econômico, aumentando a produtividade dos indivíduos ao diferenciar os trabalhadores mais habilitados dos menos habilitados¹ (SCHULTZ, 1961; BEN-PORATH, 1967, MINCER, 1974). Além disso, por afetar diretamente seus rendimentos, a educação é vista ainda como um dos principais determinantes na redução da desigualdade de renda, não só no Brasil, como em vários outros países (BARROS *et al.*, 2000), sendo condição primordial do desenvolvimento com equidade (CAETANO, 2005). Em nível macroeconômico, os avanços advindos da teoria do crescimento endógeno na década de 80 formulada por Romer (1986) e Lucas (1988) atrelam ao capital humano a força motriz para a geração de inovação tecnológica e as externalidades causadoras de rendimentos crescentes na função de produção agregada.

Posto que a educação é peça fundamental para o progresso econômico, aumento da competitividade do país e melhoria do bem-estar social, é condição necessária que se detenha a questões relacionadas à sua qualidade, e não apenas à ideia de universalização do ensino. Um desafio aos governantes reside no fato de que a educação de qualidade não depende apenas do aumento dos gastos. A exemplo disso, o relatório do Banco Mundial (2012)² aponta que países de alto desempenho educacional como Japão, Coréia e Austrália gastam menos que os países da OCDE³, enquanto os Estados Unidos, apesar de gastarem acima da média, apresentam resultados declinantes no PISA⁴. Isso sugere que o baixo desempenho educacional possa estar relacionado à ineficiência do gerenciamento desses gastos. Segundo o mesmo relatório, o Brasil gastou, em 2012, aproximadamente 5,2% do PIB com a educação – superior aos 4,8% da média dos países da

¹ Teoria da sinalização ou filtro.

² Bruns, Evans e Luque (2012).

³ Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico – OCDE.

⁴ *Programme for International Student Assessment* – PISA.

OCDE – sem, no entanto, reduzir os altos índices de evasão e uma das maiores taxas de repetência escolar do mundo, superando apenas alguns países africanos de baixa renda.

A evasão e a repetência escolar são fenômenos interligados e a combinação deles tem sido identificada como uma das principais falhas do sistema educacional brasileiro, em parte porque geralmente os índices que mensuram esses fenômenos são maiores no Brasil do que nos dos demais países, mas que ratifica a ineficiência dos gastos do sistema educacional brasileiro (GOMES-NETO e HANUSHEK, 1994).

Ainda que esses problemas existam no ensino fundamental, é no ensino médio que eles adquirem contornos mais contundentes. Dados da PNAD⁵ de 2009 mostram que 3,3 milhões de brasileiros de 15 a 17 anos ingressaram no ensino médio em 2008. No entanto, segundo o Anuário da Educação Básica de 2012, dentre esses, apenas 1,8 milhão (54,5%) concluíram a referida etapa de ensino em 2010. O anuário supracitado revela ainda que apenas 37,1% dos jovens de 19 anos residentes no Nordeste concluíram o ensino médio, contrastando com os cerca de 60% do Sul-Sudeste. Além de baixas taxas de formandos em qualquer região, tais estatísticas ressaltam as desigualdades sociais que ainda existem no Brasil, e a manutenção das diferenças educacionais tendem a intensificá-las.

Apesar disso, algumas escolas brasileiras diferenciam-se por adotarem práticas educacionais eficazes para melhoria educacional, segundo critérios definidos pela OCDE. O Ceará, por exemplo, apesar de ser um estado pobre, cujo PIB situa-se na mediana nacional, tem adotado estratégias focadas na melhoria da qualidade de suas escolas e na redução das taxas de evasão e repetência, através das seguintes políticas: aumento do número de escolas em tempo integral, parceria com as indústrias locais para o fornecimento de estágio remunerado aos alunos, campanhas para melhorar a infraestrutura das escolas, qualificação dos professores e programas de incentivos aos gestores,

⁵ Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD.

professores e alunos.

Como resultado, em 2008, apenas 8,6% das escolas públicas cearenses de ensino médio apresentaram taxas de evasão maiores que 60%, contrapondo-se a 10,1% das escolas públicas em nível nacional⁶. Segundo dados do Censo Escolar de 2011, o estado apresentou uma das menores taxas de reprovação do ensino médio entre as escolas públicas brasileiras (6,9%), enquanto nacionalmente essa taxa ultrapassou os 14%. Não obstante o desempenho das escolas cearenses comparado às demais do país, dados da Secretaria de Educação do Ceará (SEDUC) em 2012 revelam que ainda são altas as taxas de evasão e repetência no ensino médio, em particular na série inicial, de acordo com a OCDE. Enquanto 12,4% dos alunos abandonam a escola no início da etapa, em torno de 6,4% só o fazem no final. Quanto à repetência, analisada através da reprovação no ano letivo, verificou-se que na 3ª série do ensino médio 4% dos alunos reprovaram, ao passo que, na 1ª série, 9% não conseguiam a promoção.

A repetência é um indicador de ineficiência grave no fluxo escolar, embora a verdadeira dimensão desse problema só transpareça quando se consideram os custos financeiros para a sociedade (HAVARD, 2012). Recente estimativa do Banco Mundial (Bruns *et al.*, 2012) aponta que o Brasil gasta mais de 11 bilhões de reais por ano com estudantes que repetem um ano, o que corresponde a 12% do total das despesas no ensino básico. Para esses níveis de gastos por aluno, cada aumento de 1% na taxa de repetência corresponde a um aumento do custo para o governo de mais de 500 milhões. Tais custos são considerados os mais altos do mundo (OCDE, 2011 *apud* Havard, 2012) e representam uma forte pressão sobre a capacidade do Governo de expandir o acesso à educação com qualidade e equidade.

A fim de monitorar e avaliar a educação básica, e, com isso, ter um instrumento importante para propor ações que melhorem a qualidade do ensino no Brasil, foi criado o Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB), cujo primeiro levantamento das informações

⁶ Censo escolar 2008.

educacionais foi feito em 1990. O Ceará, seguindo o exemplo nacional, realizou em 1992 sua primeira avaliação, que atualmente é denominada Sistema de Avaliação Permanente da Educação Básica (SPAECE). Desde 2007, ele é aplicado anualmente para todas as séries do ensino médio, gerando assim uma base de dados longitudinal que permite o acompanhamento das informações dos mesmos alunos ao longo do tempo.

A montagem de uma base de dados em nível longitudinal contribui sobremaneira para a formulação de indicadores educacionais, pois, até então, não havia como aferir o fluxo escolar dos alunos. Alguns estudos, a exemplo de Leon e Meneses-Filho (2002), tentam conduzir análises com dados longitudinais incipientes, como o acompanhamento do aluno em apenas um ano, que inevitavelmente conduzem à falta de robustez estatística para inferir sobre a trajetória escolar dos alunos. Assim a raridade de dados dessa natureza no Brasil, conseqüentemente aplicações decorrentes, realça a contribuição que se pretende dar com o presente artigo, cuja proposta central é identificar os determinantes da evasão e da repetência escolar no ensino médio das escolas públicas cearenses utilizando dados do SPAECE no período de 2008 a 2011 e do CENSO ESCOLAR de 2008. A esses dados é aplicado um modelo logit multinível, adequado para se inferir os efeitos sobre evasão e repetência nas dimensões dos alunos e das escolas.

O artigo contempla mais cinco seções. Na próxima seção é feita uma contextualização da literatura acerca de evasão e repetência escolar. Em seguida, apresentam-se as seções sobre a metodologia econométrica adotada, descrições dos dados utilizados e os resultados obtidos. A última seção é reservada às considerações finais.

2 EVASÃO E REPETÊNCIA ESCOLAR NA LITERATURA

Com o objetivo de situar o trabalho na literatura de economia da educação, esta seção apresenta uma revisão de alguns estudos que abordaram anteriormente a problemática da evasão e da repetência

escolar nas economias desenvolvidas e em desenvolvimento.

2.1 Evidências do impacto e dos determinantes da evasão escolar

Pesquisas feitas em vários países mostram que a evasão é um problema universal que envolve, para sua solução, distintas intervenções de alunos, pais, professores, autoridades educacionais, formuladores de políticas públicas e lideranças políticas, empresariais e comunitárias (SILVA, 2009). Não obstante as particularidades institucionais de cada nação, a evasão escolar afeta países pobres e ricos, indistintamente, porém, com menor ou maior grau. Nesse sentido, esforços têm sido empreendidos para identificar os indivíduos mais suscetíveis a evadir, seja através da análise das suas características pessoais e familiares, ou pela verificação do seu histórico escolar ou de fatores relacionados às escolas nas quais estão matriculados.

No âmbito da literatura internacional, Caetano (2005), ao analisar as altas taxas de abandono e o fracasso escolar em Portugal, conclui que as causas que levam o aluno a deixar a escola divergem conforme fatores geográficos e econômicos. Nesse país, regiões mais industrializadas têm nas oportunidades de trabalho as principais causadoras da evasão, já em outras localidades predominantemente rurais, a evasão está ligada às dificuldades econômicas enfrentadas pelas famílias, questões culturais e problemas no deslocamento para frequentar as aulas. Da perspectiva do aluno, são apontados outros fatores como a falta de motivação, o desejo de alcançar a independência financeira e a dificuldade de ingressar no ensino superior.

Bratti (2007) investigou a influência da renda dos pais sobre a evasão escolar de jovens com 16 anos na Inglaterra e no País de Gales. Através de técnicas de variáveis instrumentais, constatou que, apesar de a renda familiar ter um efeito negativo sobre a evasão escolar, a magnitude desse efeito é relativamente pequena. Outras características não pecuniárias como a escolaridade dos pais e o interesse precoce deles pela educação dos filhos apresentam efeitos mais fortes sobre a probabilidade de o aluno deixar a escola.

Mais recentemente, Mahuteau e Mavromaras (2013) mediram o grau em que a pontuação dos estudantes australianos no PISA está associada com a saída prematura do indivíduo da escola. Segundo as autoras, através da utilização da metodologia multinível para estimar a probabilidade de o aluno evadir, é possível saber se os resultados dessa avaliação têm potencial para fornecer um indicativo das chances de o estudante deixar a escola. Seus resultados revelam a importância da pontuação no PISA para prever a evasão escolar e destacam que as desvantagens sociais e individuais desempenharam papel crucial nesta relação.

Não obstante a evasão ser um problema frequente na agenda política de países em desenvolvimento e desenvolvidos, as pesquisas apontam origens distintas ao investigar os seus determinantes. A literatura brasileira, em particular, tem se concentrado na análise descritiva ou observacional para identificar os motivos que levam o aluno a evadir. Nesse grupo, destacam-se Silva (2009), Espínola (2010), Almeida (2011) e Santos (2012). De forma geral, os fatores apontados por esses autores como determinantes da evasão podem ser divididos em (i) *internos à escola*: a baixa qualificação do professor, as práticas pedagógicas inadequadas para a realidade do aluno, a má qualidade do ensino, a falta de vagas, o *peer effect*⁷, a repetência, o atraso escolar e a reprovação; e em (ii) *externos à escola*: renda familiar, dificuldade de conciliar o trabalho com o estudo, falta de incentivo familiar, distância entre a residência e a escola, gravidez precoce, uso de drogas, violência, estrutura familiar, insuficiência alimentar, desinteresse e dificuldade de acompanhar os estudos.

Há ainda trabalhos que fazem uso de técnicas econométricas para investigar os determinantes da evasão, no qual se inserem vários estudos tendo como foco o ensino fundamental, restringindo-se a casos muito particulares ao abordar o problema no âmbito de uma escola específica ou apenas de municípios localizados em regiões metropolitanas.

⁷ O *peer effect* se refere ao efeito resultante da interação social dos amigos sobre o desempenho de um indivíduo. (VASCONCELOS e ROCHA, 2006).

Nesse aspecto, Leon e Menezes-Filho (2002), a partir dos microdados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do IBGE e, utilizando um modelo discreto binário, estimaram os determinantes da reprovação, do avanço e da evasão escolar condicionada à reprovação em seis regiões metropolitanas brasileiras para os alunos do 4º e 5º ano do ensino fundamental e da 3ª série do ensino médio, no período de 1984-1997. Foram constatados que os efeitos das características familiares sobre a probabilidade de reprovar, avançar e evadir dos alunos são mais importantes nas séries avançadas e, principalmente, quando se trata do avanço escolar.

O trabalho desenvolvido por Vasconcelos e Rocha (2006) centra-se na investigação de como a interação social entre os jovens moradores de favelas do Rio de Janeiro afeta a decisão individual de frequentar a escola. Estimando modelos de escolha discreta, perceberam que a influência dos amigos em relação à evasão escolar é mais forte do que o efeito das variáveis familiares ou do ambiente. Observaram também que, ao decidir entre educar ou não, o indivíduo cria externalidades no seu entorno, acarretando um efeito multiplicador na comunidade.

Gonçalves, Rio-Neto e César (2008) analisaram o progresso escolar dos alunos do ensino fundamental, em escolas de Pernambuco, Sergipe, Pará, Rondônia, Mato Grosso do Sul e Goiás, para identificar os fatores associados à evasão. Os autores fizeram uso do modelo hierárquico logístico longitudinal. Dentre os resultados obtidos, é ressaltada a influência de variáveis relacionadas à trajetória passada (repetência antes da 4ª série e proficiência) e contemporânea (situação de trabalho) do aluno para explicar a ocorrência da evasão.

Monteiro e Arruda (2011) investigaram a influência da violência urbana sobre evasões ocorridas nas escolas da rede estadual da Região Metropolitana de Fortaleza em 2003 com base em uma pesquisa envolvendo 54 escolas, juntamente com informações do Censo Escolar e da Secretaria de Segurança Pública. A partir das estimações de um modelo probit ordenado, constataram que a violência urbana inibe os

alunos de frequentar a escola, e destacaram a importância do docente na permanência do aluno nas atividades escolares.

Fazendo o uso da mesma metodologia empregada por Monteiro e Arruda (2011), Castelar, Monteiro e Lavor (2012) estudaram as causas do abandono escolar no ensino médio dos municípios cearenses. Os resultados obtidos sugerem que elevadas taxas de abandono escolar estão associadas com maior percentual de repetência, baixo número de docentes, maior distorção idade-série, elevada taxa de criminalidade e maior PIB no município. Com respeito ao último, os autores argumentam que, embora aparentemente contraditório, municípios mais ricos apresentam mais oportunidades de emprego, o que eleva o custo de oportunidade de frequentar as escolas para os alunos de baixo nível socioeconômico.

Outro fator que tem sido apontado na literatura como importante para melhorar o desempenho escolar é o Programa Bolsa Família (PBF), em virtude de suas condicionalidades para adesão e manutenção das transferências financeiras às famílias dos alunos beneficiadas. Ele é considerado o maior programa de transferência condicionada de renda do mundo com mais de 12 milhões de famílias beneficiadas em 2012. Em vista da magnitude financeira desse programa, alguns pesquisadores, como Glewwe e Kassouf (2012) e Brauw et. al (2014), buscaram compreender seus efeitos sobre o desempenho educacional dos alunos cujas famílias são beneficiadas. Os primeiros abordaram os efeitos do programa sobre as taxas de matrícula, promoção e abandono escolar e constataram que esses efeitos são pelo menos duas vezes maiores para a população alvo (famílias pobres) do que os estimados para a população como um todo. Enquanto aos últimos, estudaram o impacto do PBF sobre a matrícula e a progressão escolar (taxa de evasão e grau repetência escolar) e sobre a heterogeneidade desse impacto. Eles encontraram uma considerável heterogeneidade no impacto, principalmente entre os sexos, em que as meninas, principalmente as mais velhas, progredem mais rápido que os meninos. Outras fontes da heterogeneidade são a idade, a localização da moradia (urbana ou

rural) e a região do país em que reside. Nesses casos, os efeitos do programa são maiores entre crianças mais velhas e que vivem em áreas rurais do Nordeste brasileiro.

Considerando a agenda de pesquisa que trata do problema da evasão escolar, este estudo insere-se na literatura que busca identificar os determinantes desse fenômeno, utilizando-se da metodologia similar à adotada por Mahuteau e Mavromaras (2013) e a ser aplicada a uma base de dados apropriadamente longitudinal, conforme descrição adiante.

2.2 Evidências do impacto e dos determinantes da repetência escolar

Segundo Tavares, Faria e Lima (2002), o maior problema do sistema educacional brasileiro não é a evasão, mas as elevadas taxas de repetência. Pois, ao final de cada ano, os pais podem matricular os seus filhos em outra escola ou a escola pode rematricular os alunos repetentes como novos alunos, levando a uma subestimação da repetência e a superestimação da evasão. Além disso, as altas taxas de repetência são vistas como a causa da distorção idade-série, da evasão ou do abandono escolar (SOUZA *et al.*, 2012).

Nos estudos que abordam o problema da repetência geralmente se encontra uma discussão sobre a cultura da retenção em detrimento da progressão e os seus efeitos sobre o desempenho, sobre a trajetória escolar do aluno e sobre a atuação como fonte potencial para a evasão. Por um lado, associa-se repetência à qualidade do ensino e, conseqüentemente, à formação do aluno, ao permitir que o discente avance sem os conhecimentos necessários para a etapa educacional posterior, levando consigo as deficiências das fases anteriores. Por outro lado, argumenta-se que reter o aluno, além de não garantir o seu aprendizado, é prejudicial em termos comportamentais e individuais⁸. A repetência prejudica o autoconceito e o relacionamento social do aluno (SOARES, 2007) e tem efeitos perversos sobre a sua autoestima

⁸ Jimerson *et al.* (1997, apud Riani, Silva e Soares, 2012).

e motivação (SOUZA *et al.*, 2012).

Ferrão, Beltrão e Santos (2002), utilizando dados de 1999 do SAEB e o modelo de regressão multinível, estudaram o impacto de políticas de não-repetência no desempenho escolar dos alunos do 4º ano do ensino fundamental da região Sudeste. Seus resultados indicam que o regime de progressão automática, nas escolas públicas, pode contribuir para a correção da defasagem idade-série sem perda da qualidade na educação. Logo, o desempenho escolar do aluno em risco de reprovação tende a ser melhor se ele for promovido do que se ficar retido. Mas ressaltam que qualquer que seja a medida implementada para corrigir a distorção idade-série, deve preservar a qualidade da educação provida à população, garantindo que a promoção formal corresponda a real e que os alunos diplomados no ensino fundamental tenham, além da idade adequada, o domínio e as aptidões necessários ao pleno exercício da cidadania.

Sob a mesma visão, Soares (2007) analisou o impacto da adoção de políticas de progressão continuada sobre a qualidade educacional. Para tanto, ele usou duas avaliações educacionais internacionais das quais o Brasil não participa⁹, que contêm informações sobre o tipo de política de promoção adotada em cada país. Aplicando uma análise de regressão múltipla, constatou que a adoção desse tipo de medida, ao contrário do que é discutido no Brasil, pode elevar a qualidade educacional e os países que banem a repetência obtêm os melhores resultados nas avaliações internacionais. Segundo o autor, várias medidas foram desenvolvidas por educadores e gestores dos sistemas educacionais a fim de atenuar a repetência e os seus efeitos: classes de aceleração, políticas de ciclo e até progressão continuada. Mas tais políticas de combate à repetência não são disseminadas devido à opinião contrária da população e de alguns profissionais da educação.

Riani, Silva e Soares (2012), por meio dos dados do Programa de Avaliação da Alfabetização¹⁰, e tendo como base o dilema entre repetir

⁹ *Trends in International Mathematics and Science Study (Timss), Progress in International Reading Literacy Study (PIRLS).*

¹⁰ Avaliação externa realizada anualmente nas escolas públicas de Minas Gerais.

ou progredir, avaliaram qual das opções reflete em maiores benefícios no aprendizado dos alunos do 3º ano do ensino fundamental. Eles utilizaram os modelos hierárquicos e verificaram que os alunos não repetentes tendem a ter um maior nível de proficiência, e que o resultado individual é muito influenciado pelo desempenho geral da escola.

Outra direção dos estudos relacionados à repetência refere-se à investigação dos fatores que a explicam e os seus efeitos educacionais. Com essa abordagem, Gomes-Neto e Hanushek (1994) analisaram as causas e os efeitos das taxas de repetência do ensino fundamental nas escolas rurais do Ceará, Pernambuco e Piauí utilizando um modelo probit binário, e os resultados apontam dois importantes fatores na determinação da repetência: o baixo desempenho dos alunos e a política governamental por não fornecer níveis mais avançados de ensino com qualidade. Adicionalmente, são reportados os altos custos diretos (compra de uniformes, livros, materiais escolares, etc.), fatores relacionados com o *status* socioeconômico dos alunos¹¹ e o município em que vivem. Neste último, observou-se que estudantes dos municípios mais ricos são mais propensos a repetir - possivelmente devido ao custo de oportunidade de frequentar a escola.

Manacorda (2008) mediu os efeitos da reprovação sobre o desempenho futuro dos alunos do ensino médio no Uruguai. Apesar dos resultados irem de encontro com a defesa da promoção automática ao mostrar altos custos da reprovação, medidos pelos piores resultados escolares após a repetência, as evidências sugerem ainda que os benefícios da política de retenção podem não ser desprezíveis. Argumenta-se que os repetentes se esforçam mais do que os demais para evitar nova reprovação, ou seja, há um efeito incentivo na cultura da retenção. Por conta disso, países como os Estados Unidos já vem adotando políticas combinadas de repetência com intervenções corretivas a fim de atenuar as consequências negativas da retenção.

¹¹ Baixo nível educacional dos pais, renda familiar e desempenho anterior insatisfatório.

Partindo da ideia de que estudantes com baixo desempenho são retidos em algum grau, a fim de permitir-lhes adquirir as habilidades acadêmicas e sociais necessárias para o sucesso acadêmico, Jacob e Lefgren (2009) avaliaram o impacto da repetência sobre a conclusão do ensino médio nas escolas públicas de Chicago. Com a utilização de regressão descontínua, eles constataram que a retenção entre estudantes mais jovens não afeta a probabilidade de concluir o ensino médio, no entanto, reter o aluno no 8^a ano com baixo desempenho no ensino fundamental aumenta a probabilidade de ele deixar a escola antes de terminar essa etapa. Os resultados sugerem, então, que a retenção pode até ser benéfica para o aprendizado do aluno a depender do momento em que ocorra.

Souza *et al.* (2012), ao estudarem os fatores que explicam o fluxo escolar do ensino fundamental para o ensino médio e ao longo deste, para as seis maiores regiões metropolitanas brasileiras, constataram que esse fluxo está associado a três dimensões: características individuais dos jovens e de suas famílias, condições de oferta educacional e características do mercado de trabalho. A educação dos pais é um fator relevante tanto para a aprovação quanto para a continuação dos estudos, e a não aprovação ainda é uma barreira para o ingresso no ensino médio e para sua progressão, apesar de nos últimos anos ter perdido importância na explicação da evasão escolar.

Oliveira e Soares (2012), através dos dados dos Censos Escolares 2007-2010, abordaram os principais determinantes da repetência entre estudantes do ensino fundamental. Esse estudo destaca-se por fazer uma análise com maior nível de desagregação ao usar como unidade de observação o aluno em vez da escola, dispondo de dados em painel que permitem acompanhar os indivíduos ao longo do tempo. Por meio da estimação de um modelo binário, constataram, inicialmente, que os alunos apresentam maiores chances de repetência do que as alunas. Além disso, tais chances são maiores entre os alunos com maior distorção idade-série, os que utilizam transporte escolar público e os que são portadores de necessidades especiais. Por outro lado, alunos

matriculados em escolas com melhores níveis de infraestrutura e com maior duração das aulas são menos suscetíveis a repetir a série.

Ampliando a análise feita anteriormente, Oliveira e Soares (2013), ao considerar a importância do Programa Bolsa Família (PBF), investigaram o seu impacto sobre a repetência escolar no ensino fundamental. Eles usaram dados do Cadastro Único (CadÚnico), do Censo Escolar e do Projeto Frequência¹² e, como variáveis controles, as características dos alunos, das escolas e das turmas a que pertencem. Foi constatado que os alunos beneficiários do PBF têm uma menor probabilidade de repetir, e que os domicílios menos favorecidos trazem os piores retornos para suas crianças, mas que o PBF tem ajudado essas famílias a garantir melhores condições para seus filhos.

Koros e Bosire (2013) analisaram a relação entre as taxas de repetência e as características das escolas públicas de um distrito do Quênia. Para um período entre 2004 e 2007, os autores constaram que as taxas de repetência aumentam com os níveis crescentes de escolaridade e que elas são menores nas escolas de regime integral em comparação ao regime de apenas um turno. Um fator limitante desse trabalho é a metodologia adotada, visto que se utilizou apenas uma pesquisa descritiva dos dados.

A literatura que trata da retenção é extensa, no entanto, geralmente destina-se a explicar o problema em nível de ensino fundamental. Sob a ótica do ensino médio, ainda há muito a ser explorado, pois na etapa de ensino em questão, o contexto no qual o aluno está inserido, bem como o seu perfil, é diferente. Dados do Banco Mundial (2012) revelaram que mais de 15% dos estudantes brasileiros tem mais de 25 anos de idade quando concluem o ensino médio. A reflexão acerca de tal estatística é que, na fase adulta, há um elevado custo de frequentar a escola, pois o aluno em muitos casos trabalha e tem filhos, além de uma série de outras peculiaridades, fazendo com que repetência possa ter um efeito perverso ainda maior.

¹² Base de registros de frequência escolar dos beneficiários do programa.

Apesar da existência de vários estudos sobre a repetência escolar, ainda não há consenso a respeito das soluções para reduzir ou mitigar as elevadas taxas de retenção, seja no ensino fundamental, seja no ensino médio. O presente estudo contribui para essa discussão ao identificar os principais determinantes da retenção entre alunos do ensino médio das escolas públicas cearenses utilizando dados longitudinais provenientes do SPAECE. O caso do Ceará desperta investigação ulterior, pois o Governo vem adotando políticas educacionais que são exemplos de práticas recomendáveis que visam reduzir as taxas de repetência, como o Programa Primeiro Aprender¹³.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo de regressão multinível

A estrutura do sistema educacional é organizada hierarquicamente ou em níveis em que um grupo de alunos constitui uma turma, o agrupamento de turmas compõe as escolas, o conjunto destas está inserido em um município, os municípios estão agrupados em estados e assim por diante. Diversos fatores afetam a distribuição dos alunos entre as escolas, como questões socioeconômicas, disponibilidade de vagas ou mesmo a distância da escola ao local de residência. Tais elementos implicam a não aleatoriedade dessa distribuição ao fazerem com que os alunos de uma mesma escola sejam mais parecidos do que os de escolas diferentes. A semelhança advém desse contexto no qual as escolas estão inseridas, além do fato de compartilharem os mesmos professores e se beneficiarem da mesma infraestrutura e facilidades da escola¹⁴. Dessa forma, não se pode tratar cada indivíduo de uma escola como independente dos demais alunos da mesma.

Nesses casos, há violação de uma importante hipótese assumida pelo modelo de regressão linear clássico, de que os termos de erro são

¹³ Programa criado para reduzir as taxas de repetência e de evasão escolar no primeiro ano do ensino médio por meio de um conjunto de recursos de aprendizagem para melhorar as habilidades em compreensão de texto, matemática básica e solução de problemas (BANCO MUNDIAL, 2012).

¹⁴ Mason, Wong e Entwiste (1983); Goldstein (1987 *apud* Raudenbush, 1993).

independentes e identicamente distribuídos, o que torna a estimação por mínimos quadrados ordinários inadequada. Tal inadequação, segundo Lee (2001), é por causa dos seguintes problemas: viés de agregação, estimação errônea do erro padrão, heterogeneidade dos coeficientes da regressão e diferenças entre agrupamentos. Os estudos que não dão atenção à natureza multinível da escola quase sempre apresentam resultados viesados e, geralmente, a direção desse viés tende a subestimar o efeito-escola. (LEE, 2010).

Para levar em consideração a natureza hierárquica dos dados educacionais e a violação da hipótese de independência do termo de erro, alguns estudos na literatura educacional têm usado o modelo multinível¹⁵. Dentre as vantagens da estimação de tal tipo de modelo, destaca-se a de poder trabalhar com variáveis explicativas nos níveis individual e agregado. Assim, as informações do indivíduo e do contexto onde ele está inserido podem ser consideradas na análise. Nessa perspectiva, Barbosa e Fernandes (2000) salientam que o modelo multinível acomoda simultaneamente qualquer número de níveis de hierarquia e permite estabelecer as relações entre as variáveis explicativas medidas em qualquer nível e a variável resposta, além de mensurar o impacto de variáveis de interação entre níveis e desagregar a variância total por níveis da hierarquia. Ademais, esses modelos assumem que a variável dependente é medida no menor nível de agregação e as variáveis independentes em todos os outros níveis (HOX, 1995).

3.2 Modelo Econométrico

Neste estudo, considera-se a presença de dois níveis hierárquicos; no primeiro, são incluídas as variáveis correspondentes aos alunos (nível 1) e, no segundo, as relacionadas às escolas (nível 2). Dessa forma, será possível considerar não apenas a variabilidade que existe entre os alunos, mas também entre as escolas onde eles estão inseridos. Além disso, serão analisados dois eventos distintos: evasão e repetência,

¹⁵ Mahuteau e Mavromaras (2013); Riani, Silva e Soares (2012); Gonçalves, Rios-Neto e César (2008).

cujas variáveis respostas têm natureza binária em que $Y_{ij} = 1$ denota a ocorrência do evento e “0” caso contrário. Para tanto, a estimação basear-se-á no modelo logit multinível, no qual Y_{ij} é a variável de resposta do i-ésimo aluno na j-ésima escola.

Na análise multinível, frequentemente reporta-se a quantidade de variação que pode ser atribuída aos diferentes níveis da estrutura dos dados e a extensão com que essa variação em um determinado nível pode ser explicada pelas variáveis explanatórias. Para tanto, será utilizado o Coeficiente de Partição da Variância (CPV), que pode ser obtido através da seguinte fórmula:

$$CPV = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_s^2 + \sigma_u^2} \quad (1)$$

Onde σ_u^2 é a variância residual do nível 2, que por suposição é normalmente distribuída, e σ_s^2 a variância residual do nível 1 que é igual a $\frac{\pi^2}{3} = 3,29$ devido a modelagem logística adotada.

Esse coeficiente mede a proporção da variância total devida à diferença entre os grupos, ou seja, indica o quanto da variação observada na variável dependente é atribuída às características no nível das escolas. Ele varia entre 0 (nenhuma diferença entre as escolas, isto é, $\sigma_u^2 = 0$) e 1 (nenhuma diferença dentro das escolas, isto é, $\sigma_s^2 = 0$). Para o modelo multinível simples, o CPV é igual ao Coeficiente de Correlação Intraclasse, ρ , que é a correlação entre os valores de y de dois indivíduos selecionados aleatoriamente no mesmo grupo (STEELE, 2009). Segundo Barbosa e Fernandes (2000), se o valor de ρ for próximo de 0, não existe estrutura de agrupamento e os modelos de regressão clássica podem ser usados com sucesso. Já para valores próximos de 1, pode-se inferir que a estrutura de agrupamento é muito forte, sendo necessária a utilização da modelagem multinível. O cálculo desse coeficiente é obtido a partir do modelo multinível, sem variáveis explicativas, chamado de Modelo Nulo¹⁶ que pode ser descrito por:

¹⁶ Esse modelo não explica nenhuma variância da variável dependente, mas decompõe a variância entre os níveis.

Nível 1 (Aluno):

$$\eta_{ij} = \log\left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}}\right) = \beta_{0j} \quad (2)$$

Nível 2 (Escola):

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \quad (3)$$

Onde η_{ij} é o logaritmo das chances de que $Y_{ij} = 1$, referenciado como logit. Uma vez que a variável de resposta é binária, $\pi_{ij} = E(Y_{ij} | X_{ij}) = P(Y_{ij} = 1)$, representa o valor esperado da variável de resposta ou a probabilidade de resposta igual a 1. Por sua vez, β_{0j} em (2) é o intercepto global ou o resultado médio para a j -ésima escola. Já o intercepto para uma dada escola é $\beta_0 + u_{0j}$, que poderá ser maior ou menor que o global dependendo do valor de u_{0j} . Enquanto β_0 é o parâmetro da parte fixa do modelo e corresponde ao logaritmo das chances médio de $Y_{ij} = 1$, u_{0j} representa a parte aleatória, ele é o resíduo do nível 2 também chamado de efeito aleatório da escola j , que é distribuído normalmente com média zero e variância σ_u^2 e é interpretado como o efeito-escola.

Uma vez estimado o modelo nulo, a análise prossegue com a introdução das variáveis explicativas, inicialmente com inclusão das variáveis do nível 1 e posteriormente com as do nível 2. A especificação do modelo deve levar em consideração a relação do intercepto e/ou do coeficiente de inclinação entre as escolas. Nesse sentido, segundo Hox (1995) pode-se considerar que o intercepto e/ou a inclinação não são os mesmos para todas as unidades de nível 2 (escola) e que a variação pode dar-se pelo efeito de alguma variável explicativa de nível 2 e/ou por componente aleatório.

Posto isso, o termo aleatório u_{0j} , que permite a variação da probabilidade de resposta escola por escola, pode afetar somente o intercepto do modelo, em que o efeito de cada variável explicativa é assumido ser o mesmo entre as escolas, ou ainda pode afetar o coeficiente de inclinação possibilitando a variação dele entre as

unidades do nível 2. No primeiro, tem-se o Modelo de Intercepto Aleatório e no segundo o Modelo de Coeficiente Aleatório. A escolha de qual dos modelos usar é feita com base nos resultados do teste da razão de verossimilhança cuja estatística é calculada como duas vezes a diferença do log-verossimilhança entre os modelos sem e com a inclinação aleatória. Após a realização desse teste preliminar optou-se pela utilização do Modelo de Intercepto Aleatório que pode ser representado por:

Nível 1(Aluno):

$$\eta_{ij} = \log\left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \sum_{q=1}^Q \beta_q X_{qij} + \sum_{s=1}^S \gamma_s W_{sj} \quad (4)$$

Nível 2 (Escola):

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \quad (5)$$

A substituição de (5) em (4) resulta em:

$$\eta_{ij} = \log\left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}}\right) = \beta_0 + \sum_{q=1}^Q \beta_q X_{qij} + \sum_{s=1}^S \gamma_s W_{sj} + u_{0j} \quad (6)$$

Em que β_q e γ_s são os vetores de q e s parâmetros da parte fixa e fornecem o efeito de uma mudança em uma unidade de X ou W sobre o log-chances de que $Y_{ij} = 1$. Por sua vez, X_{qij} é o vetor das q variáveis explicativas medidas no nível 1 e W_{sj} é o vetor das s variáveis explicativas medidas no nível das escolas.

Como visto anteriormente, a interpretação dos coeficientes estimados são em termos do logaritmo das chances de que $Y_{ij} = 1$, que não fornece diretamente uma informação útil para compreender as relações entre as variáveis independentes e a de resultado. Alternativamente, é possível calcular a probabilidade de resposta predita através da expressão simplificada:

$$\pi_{ij} = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_{ij} + u_{0j})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_{ij} + u_{0j})} \quad (7)$$

Nesse caso, a probabilidade predita para um aluno i na escola j pode ser calculada substituindo as estimativas dos coeficientes, β_k , e de u_{oj} em (7) para cada indivíduo na amostra baseado nos seus valores de X . Ou ainda, é possível fazer as predições para indivíduos com certas combinações de características.

Outra interpretação comumente usada é do efeito marginal em que o coeficiente β_k de uma variável x_k mede o efeito da mudança em uma unidade x_k sobre o valor esperado de y , mantendo as demais variáveis constantes. É frequentemente computada com os valores médios das variáveis contínuas (STEELE, 2009). Uma conveniente forma de interpretar um modelo logit binário é, em termos da mudança nas chances, definida como a razão de probabilidades de que um evento ocorra em relação à probabilidade de que ele não ocorra.

$$\Omega = \text{chances} = \frac{\Pr(y = 1)}{1 - \Pr(y = 1)} \quad (8)$$

Tomando a exponencial em ambos os lados de (8), tem-se um resultado mais fácil de compreender. Para uma mudança em uma unidade de x_k , espera-se que as chances mudem num fator de $\exp(\beta_k)$, mantidas todas as outras variáveis constantes. Adicionalmente, em vez da mudança de fator no resultado, pode ser interpretada também como a mudança percentual nas chances (LONG & FREESE, 2006) através de:

$$100\{\exp(\beta_k \times \delta) - 1\} \quad (9)$$

4 BASE DE DADOS

4.1 O SPAECE

Seja para verificar o aprendizado dos alunos ou suas fraquezas, as avaliações do sistema educacional cumprem papel fundamental, pois, a partir delas, é possível (re)formular políticas que corrijam as deficiências diagnosticadas e contribuam para o avanço no desempenho dos estudantes, garantindo assim uma educação de qualidade para toda a população. Nesse sentido, o Ceará em 1992 realizou seu primeiro levantamento das informações educacionais, que atualmente é denominado Sistema de Avaliação Permanente da Educação Básica (SPAECE). Sua meta é avaliar as competências e habilidades dos alunos nas escolas públicas localizadas no universo de 184 municípios. Para tanto, são realizados testes cognitivos (de matemática e português) e aplicados questionários contextuais que investigam dados socioeconômicos e de hábitos de estudo dos alunos, perfil e prática dos professores e diretores.

A partir de 2007, ele passou a ser estruturado em três grandes vertentes, quais sejam: Avaliação da Alfabetização (2º ano); do Ensino Fundamental (5º e 9º anos); e do Ensino Médio (1ª 2ª e 3ª séries). A inclusão de todas as séries do ensino médio junto à periodicidade anual permitiu o acompanhamento longitudinal dos alunos, servindo para verificar o processo de aprendizagem deles e como a escola consegue agregar valor à essa aprendizagem.

O fato de os dados do SPAECE possibilitarem o acompanhamento do aluno torna-os mais adequados para analisar os problemas educacionais, pois levam em consideração a evolução do aprendizado e o fluxo escolar do mesmo. Nesse sentido, Lee (2010) ressalta a importância de se trabalhar avaliações educacionais com dados longitudinais sob a ótica do estudo do efeito-escola. Esse tipo de pesquisa visa identificar quais aspectos da escola estão associados ao aprendizado dos alunos e, assim, elaborar políticas educacionais que contribuam para a construção de instituições com características

necessárias para o alcance desse objetivo.

Nesse aspecto, a escola deve ser efetiva, ou seja, o desempenho dos estudantes apresenta uma melhora ao longo dos anos nos quais eles permanecem na instituição. Portanto, não é possível identificar o efeito-escola com dados do tipo *cross-section*. Assim, muitos estudos que não fazem uso de dados longitudinal têm sistematicamente subestimado os efeitos das escolas.

Em que pese a importância de dados longitudinais para o estudo do efeito-escola, bem como a inexistência de estatísticas oficiais que mensurem a evasão escolar, o presente trabalho propõe uma forma alternativa de identificá-la e, dessa forma, compreender esse fenômeno nas escolas públicas de ensino médio do Ceará por meio do acompanhamento das participações dos alunos nas edições de 2008-2011 do SPAECE.

4.2 Descrição dos dados

Em 2008, residiam 506.046 jovens no Ceará com idades de 15 a 17 anos, mas apenas 50,4% deles estavam na etapa de ensino adequada para essa faixa etária e aproximadamente 20% não frequentavam escolas¹⁷. Segundo dados da SEDUC, esse estado em 2008 tinha 350.296 alunos matriculados no ensino médio regular nas escolas públicas estaduais, distribuídos da seguinte forma: 147.240 na 1ª série, 110.818 na 2ª série e 91.507 na última série da etapa. Quase a totalidade desses alunos estudava em escolas estaduais localizadas na zona urbana, 99,13%. Adicionalmente, o Estado possuía 540 estabelecimentos estaduais de ensino médio, onde apenas 11 pertenciam à zona rural.

Este estudo combina os dados do SPAECE fornecido pela SEDUC com os do Censo Escolar do INEP¹⁸. Do primeiro, foram observados os questionários respondidos por alunos e diretores no ano 2008, bem como as pontuações dos mesmos alunos em edições

¹⁷ Dados provenientes do DATASUS.

¹⁸ Instituto Nacional de Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira.

posteriores do exame (2009, 2010 e 2011). Já as demais informações, que dizem respeito à infraestrutura e a localização das escolas, foram obtidas do segundo.

A amostra é formada pelos alunos da 1ª série do ensino médio das escolas públicas estaduais do Ceará que fizeram o SPAECE em 2008. O desempenho dos alunos é acompanhado durante os anos de 2009 a 2011. Com base nas informações disponíveis, foram extraídas duas amostras de alunos uma para cada modelo a ser estimado. O modelo 1 foca no estudo dos determinantes da evasão escolar e abrange 32.904 alunos em 377 escolas, isso corresponde a quase 70% das escolas estaduais e, aproximadamente, a 22% do total de alunos matriculados na 1ª série de 2008. Por sua vez, o modelo 2 concentra-se nos fatores que influenciam a repetência e envolve 18.540 alunos matriculados (12%) em 405 escolas (75%). As variáveis dependentes estão definidas no Quadro 1.

Quadro 1 - Descrição das variáveis dependentes

Variável	Descrição
Evad	1, se evadiu; 0, caso contrário (modelo 1)
Repet	1, se repetiu alguma série; 0, caso contrário (modelo 2)

Fonte: Elaboração própria.

No que diz respeito às variáveis acima descritas, cabem algumas considerações de ordem metodológica. Apesar da gravidade do problema da evasão no Brasil, é importante ressaltar que ainda não existem, oficialmente, dados longitudinais que a mensurem e, em alguns trabalhos, ela é tratada como sinônimo de abandono escolar. No entanto, esses são conceitos diferentes, pois o abandono está relacionado à situação em que o indivíduo matriculado deixa de frequentar a escola no ano letivo sem que haja um pedido formal de transferência, mas no ano seguinte ele volta a estudar (KLEIN, 2008). A evasão, por sua vez, é entendida como a situação do aluno que abandonou a escola ou reprovou em determinado ano letivo e que, no ano seguinte, não efetuou a matrícula para dar continuidade aos estudos (QEDU, 2013).

Alguns estudos realizados para o Brasil fazem uso de dados longitudinais para criar a variável de evasão, como o de Leon e Meneses-Filho (2002), que utilizam informações da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do IBGE. Mas, apesar de ser longitudinal, o intervalo de tempo empregado que acompanha o indivíduo entrevistado é de apenas um ano, conseqüentemente, qualquer inferência que daí se extraia sobre a sua trajetória escolar carece de robustez estatística. Gonçalves *et al.* (2008) acessaram históricos escolares de alunos avaliados e mensuraram a evasão, no entanto, essas informações não são de domínio público.

Dessa forma, optou-se por construir a variável evasão assumindo que: o aluno evadiu se fez a prova em 2008, porém, não compareceu a nenhuma das edições posteriores durante o período analisado. Uma possível limitação imposta pelos dados, segundo esse critério, é que há uma superestimação do número de evasões, visto que não é possível identificar ao certo os motivos que levaram os alunos a não comparecerem ao exame. Primeiro porque, embora as escolas incentivem que todos os alunos façam o exame, a participação deles não é obrigatória. Não obstante, no ano de 2008 contou com a elevada adesão de aproximadamente 72% dos alunos matriculados. Segundo, entre os ausentes, estão contempladas outras possibilidades que não a evasão, como problemas de saúde, a transferência para uma escola privada ou fora do estado, não contemplados pelo SPAECE, ou mesmo por opção do aluno. Apesar dessa limitação, a análise não é comprometida, pois é improvável que a ausência por três vezes consecutivas se dê por motivos eventuais, e não realmente pela evasão. Além disso, a data da realização do exame no fim do ano letivo, de modo que aqueles indivíduos que abandonam os estudos geralmente o fazem antes da realização do mesmo, assim, dificilmente estariam contemplados alunos que evadiram e mesmo assim fizeram a prova.

O segundo aspecto educacional que o trabalho se propõe a estudar é a repetência escolar. De acordo com o Anuário Brasileiro da Educação Básica 2012, repetente é o aluno que, em determinado

ano letivo, encontra-se matriculado na mesma série em que esteve matriculado no ano anterior. Para captar a ocorrência da retenção, foi construída uma variável dicotômica que identifica como repetente o aluno que fez a prova do SPAECE referente à mesma série mais de uma vez, durante o período analisado. Essa variável, ao contrário do caso anterior, não apresenta problemas de identificação, pois é possível distinguir os alunos que cumpriram o ensino médio regularmente daqueles que repetiram. Destaca-se que os casos omissos foram descartados da amostra. As variáveis explicativas, definidas no Quadro 2, pertencem a dois níveis hierárquicos: alunos e escolas e foram incluídas na análise tendo como base a literatura existente sobre os determinantes da evasão e da repetência, observada a disponibilidade de dados

Quadro 2 – Variáveis explicativas

Variáveis	Descrição
Nível 1 (aluno)	
Homem	1, se masculino; 0, caso contrário
Branco	1, se de cor branca; 0, caso contrário
Taref_csa	1, se o aluno faz as tarefas de casa; 0, caso contrário
Bolsa_fam	1, se a família do aluno recebe bolsa família; 0, caso contrário
Ind_educ_pais	Índice composto pela escolaridade do pai e da mãe ¹⁹
Repet_ant	1, se o aluno já repetiu alguma série; 0, caso contrário
Atraso	1, se o aluno tem 2 anos de atraso escolar; 0, caso contrário
Nse	Indicador do nível socioeconômico do aluno ²⁰
Pont_med08	Média da pontuação em português e matemática no SPAECE 2008
Nível 2 (escola)	
Esc_urb	Escola está localizada na zona urbana = 1, 0 c.c.
Ind_infra	Indicador da infraestrutura da escola ²¹
Pont_med_esc	Média da pontuação em português e matemática no SPAECE 2008

Fonte: Elaboração própria.

Um dos fatores que são apontados como determinantes da evasão é o interesse ou a motivação dos alunos pelos estudos. Visando

¹⁹ Feita por análise de componentes principais (ACP).

²⁰ Indicador construído a partir do critério Brasil de classificação econômica da ABEP, que verifica a existência dos seguintes bens de consumo: rádio, televisão, geladeira, máquina de lavar, automóvel e banheiro.

²¹ Índice gerado pela ACP que engloba a existência das seguintes características das escolas: abastecimento de água e de esgoto sanitário por rede pública, coleta periódica de lixo, sala de diretoria, sala de professores, laboratório de informática e de ciências, quadra de esportes, cozinha, biblioteca, parque infantil, sanitário adequado a aluno portador de necessidades especiais (PNEs), dependências e vias adequadas a PNEs, televisão, videocassete, DVD, parabólica, copiadora, retroprojetor, impressora, computadores, acesso à internet, e alimentação escolar para os alunos.

captar tal interesse, foi adicionada a variável que indica se o aluno faz suas lições de casa ou não, uma vez que o esforço em fazer as tarefas sinaliza a preocupação ou o entusiasmo do estudante pelo aprendizado.

Em particular, a inclusão da variável que identifica o aluno como beneficiário do PBF se justifica, pois o ano em análise coincidiu com a ampliação do programa a jovens de até 17 anos, logo em idade escolar e devido às condicionalidades que os estudantes devem cumprir para receber o benefício. No que diz respeito à educação, em estabelecimentos de ensino regular, é exigida do aluno uma frequência mínima de 85% da carga horária mensal para crianças e adolescentes de 6 a 15 anos de idade e de 75% para os adolescentes de 16 e 17 anos.

Segundo a literatura da educação, outros fatores que explicam a evasão e a repetência escolar são a distorção idade-série e o efeito dos colegas (*peer effect*). Quanto ao primeiro, estimativas de 2010 da OCDE mostram que 44% dos alunos no ensino médio brasileiro tem, em média, 2 anos de atraso escolar. Por sua vez, os efeitos dos colegas (*peer effect*) sobre o desempenho e o fluxo escolar dos alunos pode ser mensurado com a inclusão da pontuação média da escola no SPAECE 2008 (nos exames de português e matemática).

As últimas observações referem-se às variáveis que representam o nível socioeconômico do aluno e a infraestrutura da escola. Como a amostra selecionada abrange os alunos da 1ª série do ensino médio da rede estadual de ensino, espera-se que essas variáveis não difiram de forma substancial entre os indivíduos analisados ou que suas diferenças não sejam estatisticamente significantes. Devido à homogeneidade da amostra, acredita-se que as escolas em estudo disponham de infraestrutura e alunos com características semelhantes ao longo dos anos analisados.

4.3 Características das amostras

A partir dos critérios usados para construir as variáveis dependentes, evasão e repetência, extraem-se das informações iniciais

duas amostras, a partir das quais serão estimados ambos os modelos. Aproximadamente, 4 a cada 10 alunos das escolas públicas cearenses que estavam na 1ª série do ensino médio em 2008 cessaram os estudos prematuramente no período analisado. Esse dado foi observado de forma generalizada na educação brasileira. Um estudo realizado no Brasil em 2012, pelo Banco Mundial²², apontou as escolas de ensino médio como verdadeiras “fábricas da evasão”, ao constatar que 40% delas deixam de formar cerca de 60% dos seus alunos.

Adicionalmente, 7,08% dos alunos da amostra repetiram o ensino médio. Esse percentual é notavelmente menor que o de evasão, talvez por se tratar de um problema passível de ser minorado através de práticas escolares, enquanto, na evasão, o vínculo entre a escola e o aluno é rompido, sendo inviável alcançá-lo por meio de tais políticas. Como exemplos de práticas que podem reduzir a repetência, podem-se citar aulas de reforço, trabalhos complementares ou programas de recuperação de disciplinas. No Brasil, essas políticas têm colaborado para a redução das taxas repetência desde meados dos anos 1990 (OLIVEIRA e SOARES, 2012).

A proporção de alunos evadidos e repetentes, segundo algumas variáveis explicativas, é reportada na tabela 1. Tal relação fornece o perfil dos alunos que evadiram/repetiram, indicando o grupo onde o evento mais ocorre.

Tabela 1 - Frequência das variáveis explicativas entre os alunos evadidos e repetentes

Variável		Evadiu		Repetiu	
		Absoluto	%	Absoluto	%
Sexo	Masculino	6388	41,41	812	9,86
	Feminino	6525	37,33	500	4,85
Raça	Branco	3734	39,80	326	6,17
	Não branco	9179	39,02	986	7,44
Repetiu alguma série anterior	Sim	6095	47,79	645	11,20
	Não	6818	33,83	667	5,22
Faz as tarefas de casa	Sim	12412	39,01	1230	6,82
	Não	501	46,22	82	16,02
Tem 2 anos de atraso escolar	Sim	2582	44,82	249	11,23
	Não	10331	38,06	1063	6,51
Recebe bolsa família	Sim	8488	38,44	874	6,98
	Não	4425	40,89	438	7,29
Escola na zona urbana	Sim	12827	39,24	1292	7,01
	Não	86	40,19	20	17,39

Fonte: Elaboração própria.

²²Bruns, Evans e Luque.

Entre os alunos do sexo masculino, a proporção dos que evadiram foi superior aos do sexo feminino, apesar de essa magnitude ser bastante alta em ambos. No que diz respeito à repetência, essa diferença foi bastante acentuada, sendo que a proporção de meninos que repetiram foi o dobro da de meninas. Percebe-se ainda que não há divergência significativa entre brancos e não brancos no grupo daqueles que deixaram a escola precocemente. Tampouco, observou-se diferença na proporção de evadidos entre os alunos que estudam em escolas urbanas ou rurais. Entre os beneficiários do PBF, evidenciou-se uma pequena diferença em seu favor, o que era de se esperar, dado que uma das exigências para receber o benefício é a frequência escolar mínima. Glewwe e Kassouf (2012) ressaltam a contribuição do programa para redução da evasão, bem como para o aumento da taxa de matrículas e do avanço escolar.

Assim, no que concerne à evasão, esta parece estar mais ligada a problemas da vida escolar do aluno, visto que o fato de estar atrasado com relação à turma, ser displicente quanto às obrigações escolares ou ser repetente configura as situações onde existe maior discrepância entre as proporções de incidência da mesma. Esta última característica apresenta uma diferença de 14% na proporção de evadidos entre o grupo de alunos que já repetiram alguma série e os que não são repetentes.

O cenário que descreve a repetência diverge da evasão. Há uma ocorrência levemente superior entre não brancos frente aos que se identificam como brancos. A renda também não parece ser o fator decisivo visto que houve pouca diferença entre os beneficiários do PBF, pertencentes a famílias de baixa renda. A principal diferença evidenciada pelos dados diz respeito à localização da escola, onde a ocorrência da repetência entre alunos da zona rural foi duas vezes e meia a dos alunos da zona urbana. Esses resultados são possivelmente ligados à infraestrutura física inadequada e à carência de recursos materiais e pedagógicos nessas escolas, e, ainda, ao próprio perfil do aluno, que na sua maioria trabalha na agricultura junto aos pais para

prover o sustento do lar, dedicando assim pouco tempo aos estudos.

Além disso, as mesmas variáveis que indicam problemas na vida escolar do aluno têm proporções predominantes similares ao caso da evasão, só que com discrepâncias ainda maiores. Entre os alunos com atraso, a proporção dos que repetiram foi quase o dobro da dos alunos com a idade apropriada. Resultado semelhante é encontrado quando se analisa a ocorrência de repetências passadas com respeito ao *status* de repetência contemporânea do aluno. Essa análise ajuda a compreender como o desempenho passado dos alunos pode influenciar na sua vida estudantil no presente. Associada ao interesse do aluno, fazer a lição de casa apresenta-se como um instrumento plausível para o auxílio ao combate à retenção, visto que a proporção de repetentes entre os que não fazem a tarefa de casa é quase três vezes maior do que os demais.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Para explicar a evasão e a repetência no ensino médio das escolas públicas estaduais do Ceará, o modelo logit multinível foi estimado por máxima verossimilhança. Foi assumido que o intercepto varia entre as escolas e que o efeito das características individuais dos alunos sobre a evasão e sobre a repetência é o mesmo entre elas. Os resultados da estimação do modelo nulo ajustado para a probabilidade de evadir e repetir com efeitos fixos e aleatórios são apresentados nas tabelas 2 e 3, respectivamente.

Tabela 2 - Resultados do Modelo Nulo para a probabilidade de evasão entre a 1ª e a 3ª série EM

Parâmetros	Estimativa (Erro padrão)
Fixo	-0,4017*
β_{0j} (Intercepto)	(0,0505)
Aleatório	0,8034*
σ_u^2 (Variância entre escolas)	(0,0812)

Teste LR vs regressão logística: $\chi^2(01) = 2.820,59$ Prob> = $\chi^2 = 0,0000$

Fonte: Elaboração própria. Nota: * Significante a 1%.

As chances de o aluno evadir para a média das escolas ($u_{0j} = 0$)

é de 0,67, e a probabilidade correspondente é 0,40. A variância entre as escolas no logaritmo das chances de evadir é 0,8034 com erro padrão de 0,0812. Para testar a significância estatística dessa variância, foi usado o teste da razão de verossimilhança²³, que tem como hipótese nula que a variância é igual a zero. A partir da estatística do teste e do p-valor reportados na última linha da tabela, constata-se que existe forte evidência de que a variância entre as escolas é diferente de zero. Adicionalmente, o cálculo do coeficiente de partição da variância definido na expressão (1), mostrou que cerca de 20% da variabilidade na probabilidade de evasão podem ser atribuídas às características da escola, indicando a necessidade da utilização de modelos multiníveis.

Tabela 3 - Resultados do Modelo Nulo para a probabilidade de repetência entre a 1ª e a 3ª série

Parâmetros	Estimativa (Erro padrão)
Fixo	-2,9013*
β_{0j} (Intercepto)	(0,0690)
Aleatório	0,8888*
σ_u^2 (Variância entre escolas)	(0,1185)
Teste LR vs regressão logística: $\text{chibar2} (01) = 472.55 \text{ Prob} > = \text{chibar2} = 0,0000$	

Fonte: Elaboração própria. Nota: * Estatisticamente significante ao nível de 1%.

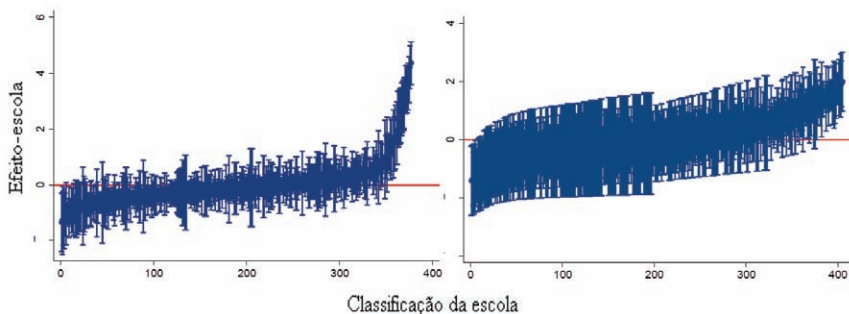
Os resultados apontam que a probabilidade de o aluno repetir ao longo do ensino médio, para a média das escolas ($u_{0j} = 0$), foi estimada em 0,06. Conforme a estatística do teste da razão de verossimilhança, a variância entre as escolas é diferente de zero. O cálculo do coeficiente de partição da variância mostrou que, aproximadamente, 21% dessa variabilidade podem ser atribuídas às características da escola, sejam elas físicas ou gerenciais. Além disso, tal coeficiente indica a necessidade da utilização de modelos multiníveis.

A estimação multinível permite ainda computar as estimativas da “qualidade” da escola representada pelo intercepto aleatório e conhecida também na literatura de modelagem multinível por efeito-escola, \hat{u}_{0j} . Essas estimativas resumem, para cada escola, a extensão com que a probabilidade de o aluno evadir difere sistematicamente de seu equivalente matriculado em outra escola. O Gráfico 1 reporta

²³ Optou-se por esse teste devido ao procedimento de estimação adotado: máxima verossimilhança.

o efeito-escola ou o intercepto aleatório obtido através do modelo nulo para cada uma das 377 escolas na amostra 1 (a) e das 405 escolas na amostra 2 (b), com o intervalo de confiança de 95%. Qualquer intervalo que não inclui o zero sugere que a escola correspondente difere significativamente da média no nível de 5% de significância.

Gráfico 1 - Classificação do efeito-escola sobre probabilidade da evasão e da repetência escolar



Fonte: Elaboração própria.

Em (a) percebe-se que para um número substancial de escolas analisadas, o intervalo de confiança se sobrepõe a linha horizontal do zero, indicando que a evasão nessas escolas não é significativamente diferente da média. Isso indica que a maioria das escolas públicas de ensino médio do Estado do Ceará contidas na amostra 1, em termos de qualidade, não difere significativamente uma das outras, disponibilizando aos alunos estruturas físicas e pedagógicas semelhantes. O efeito-escola obtido do modelo nulo em (b) contém a classificação das escolas com respeito a sua influência na probabilidade de retenção durante o ensino médio. Para a maioria dessas escolas, a repetência não difere muito da média das demais. Destaca-se que pouquíssimas delas apresentam resultados significantes abaixo da média. Comparando (a) e (b), verifica-se que os intervalos de confiança em (b) são bastante amplos. Isso significa que o número de alunos incluídos nas escolas da amostra 2 é muito menor que o considerado na amostra 1.

Para a estimação do Modelo de Intercepto Aleatório da probabilidade de evasão e de repetência foram testadas duas

especificações, concomitante à inclusão gradativa de variáveis contextuais. Nesse sentido, a especificação mais simples é o modelo que inclui apenas as variáveis explicativas em nível de aluno, sendo a última especificação mais complexa, pois todas as variáveis participam na análise, inclusive as contextuais (escola). Para interpretar os resultados do modelo, optou-se por utilizar a razão das chances, pois a maioria das variáveis explicativas é binária, fazendo com que o efeito marginal propriamente dito deixe de ser adequado. Os resultados para as duas especificações e o cálculo da razão das chances de evadir são apresentados na tabela 4.

Inicialmente, as estimativas para gênero revelam que quando se comparam alunos com as mesmas características, a chance de os meninos evadirem aumenta em 12% em relação às chances das meninas. Por sua vez, o nível educacional dos pais é negativamente relacionado com a probabilidade de evasão. Um aumento marginal na educação dos mesmos diminui em 3% as chances de o aluno deixar a escola, mantido tudo mais constante. Isso ocorre provavelmente porque pais com maior nível de escolaridade, ao perceberem a importância da educação para o futuro dos filhos, os incentivam a permanecerem estudando.

Tabela 4 - Resultados do modelo logit multinível – Evasão Escolar

Variáveis	Especificação 1		Especificação 2		Razão das Chances	
	Coefficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão
Intercepto	-0,5119*	0,0907	-0,3151	0,4613	0,7297	0,3366
Homem	0,1134*	0,0246	0,1134*	0,0246	1,1201*	0,0276
Branco	0,0247	0,0271	0,0248	0,0271	1,0252	0,0278
Ind_educ_pais	-0,0305**	0,0131	-0,0305**	0,0131	0,9700**	0,0127
Taref_csa	-0,1774*	0,0667	-0,1772*	0,0667	0,8376*	0,0559
Bolsa_fam	-0,1214*	0,0273	-0,1215*	0,0273	0,8856*	0,0242
Repet_ant	0,5922*	0,0258	0,5921*	0,0258	1,8077*	0,0467
Atraso	0,1286*	0,0322	0,1287*	0,0322	1,1374*	0,0366
Nse	0,0158	0,0123	0,0158	0,0123	1,016	0,0125
Esc_urb	-		-0,1973	0,4578	0,8209	0,3758
Ind_infra	-		0,035	0,0405	1,0356	0,042
Parâmetro aleatório						
σ_u^2 (const.)	0,8266*	0,0835	0,8257*	0,0833	0,8257*	0,0833

Fonte: Elaboração própria. Nota: * significante a 1%, ** significante a 5%.

Foi verificada também a importância do interesse do aluno pelos estudos na redução da evasão. Para tanto, foi incluída na análise a variável que indica se o aluno faz com frequência as tarefas de casa. Os resultados sugerem que, dadas às demais características, as chances de evadir são 16,24% menores entre os alunos que fazem a tarefa de casa. Uma possível explicação para esse resultado é abordada por Silva (2009), segundo o qual o esforço em fazer a tarefa de casa representa um componente fundamental do engajamento escolar, e que estaria associado à evasão.

Vários são os estudos que reportam a importância da renda familiar sobre o desempenho educacional. Argumenta-se que alunos com baixo nível de renda estão mais suscetíveis às pressões do mercado de trabalho por visar colaborar com o sustento da família. Para executar suas atividades profissionais, muitas vezes são levados a desistir dos estudos. Nesse sentido, os resultados acima sugerem que o Programa Bolsa Família (PBF) tem exercido um papel importante, pois alunos beneficiários têm as chances de evadir reduzidas em 11,44%. No entanto, essa análise deve ser vista com ressalvas, haja vista que o público alvo do PBF traz consigo uma série de características que podem influenciar a probabilidade de ele deixar a escola ou não. A implicação disso é que não é o programa por si só que necessariamente reduz essa probabilidade num percentual tão significativo. Por exemplo, os alunos que participam do programa têm até 17 anos e, no caso da amostra em estudo, estão no ensino médio, isso significa que eles não apresentam um problema grave de distorção idade-série, considerado um motivo importante que leva a evasão. Talvez por isso os resultados indiquem tal redução na probabilidade de deixar a escola.

Outro problema que acompanha o aluno na sua trajetória educacional são as repetências anteriores, que trazem informações do passado do estudante. As estimativas acima mostram um resultado preocupante de que alunos repetentes têm quase o dobro das chances de evadir. Como já abordado anteriormente, a discussão sobre como minimizar os efeitos da repetência é uma constante entre os agentes

educacionais. Embora, algumas medidas tenham sido tomadas para tentar dirimir esse problema, os obstáculos persistem. Apesar disso, esse resultado evidencia o quanto a repetência pode influenciar o aluno permanecer ou não na escola. A despeito do elevado percentual da evasão dessa amostra e a influência da repetência sobre ele, o relatório da UNESCO (2008) apontou que, em geral, nos países em desenvolvimento cujas taxas de repetência são elevadas têm altas taxas de evasão. Estas, por sua vez, são causadas por múltiplos e complexos fatores relacionados às situações específicas dos diversos países, as particularidades do aluno e o nível das redes de ensino.

No que diz respeito ao efeito da distorção idade-série sobre a probabilidade dos alunos evadirem, as estimativas indicam que dois anos de atraso escolar aumentam em 13,74% as chances de o aluno deixar a escola prematuramente. Em termos nacionais, a apreensão sobre esse resultado é justificada, pois 15% dos alunos no Brasil completam o ensino médio com 25 anos (OCDE, 2010). Para a amostra em estudo, a cor e o nível socioeconômico do aluno, bem como a infraestrutura da escola não foram estatisticamente relevantes para explicar a probabilidade de evasão, resultado já esperado, uma vez que a amostra abrange apenas as escolas públicas estaduais. Além disso, a localização da escola - que em outros estudos é tida importante para explicar a evasão - não se mostrou significativa para a amostra estudada, pois a proporção de alunos que estudam na zona rural é inferior a 1%. Os resultados estimados do modelo logit multinível para a repetência escolar estão dispostos na tabela 5. Na primeira especificação foi considerada apenas as variáveis do nível 1 e, na segunda, foram incluídas as variáveis do nível 2 que estão relacionadas ao contexto escolar.

Tabela 5 - Resultados do modelo logit multinível – Repetência Escolar

Variáveis	Especificação 1		Especificação 2		Razão das Chances	
	Coefficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão
Intercepto	1,4577*	0,2566	0,6995	1,3930	2,1233	2,9636
Homem	0,7392*	0,0634	0,7396*	0,0634	2,0933*	0,1327
Branco	-0,1388***	0,0717	-0,1383***	0,0717	0,8736***	0,0627
Ind_educ_pais	-0,0946*	0,0333	-0,0947*	0,0333	0,9042*	0,0300
Bolsa_fam	-0,1295***	0,0694	-0,1276***	0,0695	0,8736***	0,0607
Repet_ant	0,3814*	0,0723	0,3806*	0,0723	1,4861*	0,1001
Atraso	0,1420***	0,0747	0,1421***	0,0747	1,2351**	0,1057
Pont_med08	-0,0210*	0,001	-0,0211*	0,001	0,9790*	0,001
Nse	-0,0456	0,0331	-0,046	0,0331	0,9518	0,0315
Pont_med_esc	-		0,0028	0,0054	1,0028	0,0054
Esc_urb	-		0,1091	0,6941	1,1368	0,7912
Ind_infra	-		0,0371	0,0606	1,0385	0,0631
Parâmetro aleatório						
σ_u^2 (const.)	0,9306*	0,1251	0,9297*	0,1255	0,9375*	0,1263

Fonte: Elaboração própria. Notas: * significante a 1%, ** significante a 5%, *** significante a 10%.

Quanto ao gênero, os alunos têm duas vezes mais chances de repetir alguma série no ensino médio do que as alunas, resultado similar ao encontrada para a evasão. Esses números provavelmente estão associados a questões culturais do estado, onde o homem tem maiores oportunidades em contribuir para o orçamento familiar, forçando-os a abandonar a escola. Outra característica explicitada nos resultados diz respeito aos indivíduos que se autodeclararam brancos, os quais detêm uma chance de repetência 13% menor que os demais.

Pais com maiores níveis educacionais influenciam na redução da probabilidade de retenção escolar dos filhos em cerca de 10%. Com respeito ao efeito do PBF, alunos que recebem a transferência de renda possuem 13% menos chances de repetir a série do que aqueles que não a recebem. Isso se deve possivelmente à condicionalidade imposta pelo programa aos jovens de 16 e 17 anos de uma frequência escolar

igual o acima de 75%²⁴ da carga horária mensal do ano letivo para o recebimento do benefício.

Alunos que repetiram alguma série ao longo da sua trajetória escolar possuem 49% mais chances de repetir do que aqueles que nunca foram retidos. Esses resultados corroboram com os 46% obtidos por Oliveira e Souza (2012), que fizeram a análise para o ensino fundamental, sugerindo que o problema encontrado no ensino médio é também uma extensão das dificuldades na aprendizagem durante o ensino fundamental. Sinalizam, então, que medidas que permitem a progressão do aluno sem que ele tenha a aprendizagem necessária para determinada série está longe de ser a solução ideal, pois, a deficiência adquirida no passado será prejudicial para o aproveitamento futuro.

Estudantes com defasagem idade-série de dois anos possuem em torno de 23% mais chances de repetir ao longo do ensino médio do que aqueles que estão na idade considerada correta para o ano em que estão. Por sua vez, o desempenho passado do aluno, medido pela média da pontuação em português e matemática do SPAECE 2008, apesar de estatisticamente significativa, revela que um melhor desempenho nessa avaliação reduz em apenas 2% as chances do aluno repetir nas séries posteriores.

Repetindo seu efeito, as características das escolas mensuradas pela infraestrutura não se mostraram relevantes, ao contrário de Oliveira e Souza (2012) que encontraram haver menores chances de reprovação à melhor infraestrutura das escolas. A razão disso é a mesma já explicada para o modelo de evasão escolar. Não existem diferenças significantes entre localização das escolas sobre a probabilidade de repetência, pois a quase totalidade das escolas se encontra em áreas urbanas. Adicionalmente, a pontuação média da escola também teve coeficiente nulo para explicar a repetência, indicando que o efeito dos colegas sobre a probabilidade de repetência é irrelevante.

²⁴ Para as crianças e adolescentes de 6 a 15 anos é exigido uma frequência mínima de 85% da carga horária mensal do ano letivo.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho abordou uma investigação sobre os graves problemas educacionais brasileiros de evasão e repetência escolar, tendo como estudo de caso os alunos no ensino médio das escolas públicas cearenses. A motivação do estudo está associada, por um lado, aos altos custos e à ineficiência econômica que a evasão e a repetência representam, e por outro, obstruções para melhorias de indicadores educacionais que se refletem diretamente no crescimento econômico, mercado de trabalho e, conseqüentemente, bem-estar de toda a sociedade. A motivação e relevância são enaltecidas, porquanto o Brasil tem mantido elevadas taxas desses problemas educacionais, superando os países da América Latina, e vários da África, conforme atesta o Banco Mundial.

Tendo vista a severa escassez de dados longitudinais para a condução de pesquisas que focam essas falhas educacionais, adicionaram-se novas informações à literatura brasileira quanto à identificação e contribuição de fatores que influenciam a evasão e a repetência no ensino médio. Permitiu-se essa contribuição através da aplicação de dados mais consistentes que acompanham as atividades dos alunos por um período de tempo mais longo, conseqüentemente, provendo mais robustez nas inferências extraídas de um modelo logit multinível nas dimensões de alunos e escolas.

Alguns resultados obtidos corroboram com os encontrados na literatura ao indicar, por exemplo, que os homens, por serem mais propensos do que as mulheres a ingressarem no mercado de trabalho mais jovens têm maior chance de repetir alguma série durante o ensino médio e evadir da escola. Vários outros fatores mostraram-se estatisticamente relevantes para explicar evasão e repetência escolar: repetências anteriores, distorção idade-série e nível educacional dos pais. Com respeito à raça, constatou-se que ela não é importante para explicar a probabilidade de evasão, no entanto, ao tratar da repetência, aqueles que se declararam brancos tiveram uma redução de 13% nas

chances de serem retidos ao longo do período analisado. Para os estudantes cujas famílias são beneficiárias do Programa Bolsa Família, as chances de evadir ou repetir são aproximadamente 12% menores, indicando, assim, o efeito que as condicionalidades impostas pelo Programa têm sobre os indicadores educacionais para que as famílias possam se beneficiar da transferência de renda.

O interesse do aluno pelos estudos constituiu-se um dos elementos chave para se compreender a razão de os jovens deixarem a escola prematuramente. Esse interesse foi captado ao se analisar o indicativo quanto ao aluno fazer ou não as tarefas de casa. Verificou-se então que aqueles que a fazem diminuem as chances de evadir em torno de 16%, estando, pois, de acordo com os resultados da pesquisa sobre os motivos da evasão escolar realizada pela FGV em 2009, que revela a ausência de interesse intrínseco do aluno como o principal motivo da evasão, respondendo por 40,3% dos alunos entrevistados.

Corroborando com o dilema entre repetir ou não o aluno como meio de melhorar a qualidade de ensino e os indicadores educacionais, os resultados sugerem que entre os alunos que repetiram alguma série no período em estudo as chances de repetência aumentam em aproximadamente 48%. Com respeito a evasão escolar os indícios em favor da repetência também não são os mais promissores, haja vista que, alunos com alguma repetência anterior tem quase o dobro das chances de evadir. Isso sugere que as políticas de não-repetência podem contribuir para que o aluno não abandone a escola, mas não necessariamente contribui para a melhoria da sua performance educacional.

Não obstante os resultados obtidos neste estudo derivem de escolas públicas do Ceará, ele detém importantes implicações na área de políticas públicas em educação que podem ser estendidas para outros estados. Em primeiro lugar, devido à identificação dos fatores que levam os alunos das unidades escolares do Ceará a evadir e os que contribuem para a sua retenção. Desse modo, levam-se em conta as peculiaridades existentes no estado e direciona-se a atuação

dos gestores locais para dirimir esses problemas. Segundo, uma vez que essas escolas têm infraestrutura semelhantes, a intervenção dos educadores deve estar atrelada à motivação dos alunos pelos estudos, através de medidas pedagógicas que os envolvam e os alertem efetivamente sobre os benefícios sociais e econômicos advindos da acumulação de educação no médio e longo prazo, tal como ocorre nos países desenvolvidos. Por fim, faz-se necessário buscar soluções efetivas para combater os fatores causadores da repetência escolar, uma vez que as medidas já tomadas não foram suficientes para extingui-la e, em alguns casos, nem para aumentar o aprendizado dos alunos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALMEIDA, L. R. Evasão Escolar no Ensino Médio: Um Diagnóstico dos Alunos da Escola Pública Noturna do Rio Grande do Sul. **Revista Internacional de Investigación En Ciencias Sociales**, Asunción, v. 7, n. 2, p.83-118. 2011. Semestral.

BARBOSA, M.E. F.; FERNANDES, C.. Modelo Multinível: Uma Aplicação a Dados de Avaliação Educacional. **Estudos em Avaliação Educacional**, v.1, n.22, p.135-154, 02 jul. 2000.

BARROS, R.P.; HENRIQUES, R; MENDONÇA, R. **Pelo Fim das Décadas Perdidas: Educação e Desenvolvimento Sustentado no Brasil**. Em Henriques, R. (ed.), *Desigualdade e Pobreza no Brasil*, IPEA, cap.14, p.405-423, 2000.

BEN-PORATH, Y. The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings. **Journal of Political Economy**, v.75, n.4, p. 352-365, 1967.

BRATTI, M.. Parents' income and children's school drop-out at 16 in England and Wales: Evidence from the 1970 British Cohort Study. **Rev Econ Household**, Milan, p.15-40, 2007.

BRAUW, A. *et al.* **The Impact of Bolsa Família on Schooling:**

Girl's Advantage Increases and Older Children Gain. International Food Policy Research Institute (IFPRI) Discussion Paper 01319, 2014.

BRUNS, B.; E.VANS, D.; LUQUE, J. **Achieving World-Class Education in Brazil: The next agenda**. Direction in Development, The World Bank, Washington, 190 p., 2012.

CAETANO, L.. Abandono Escolar: Repercussões Socioeconômicas na Região Centro. Algumas Reflexões. **Finisterra: Revista Portuguesa de Geografia**, Lisboa, v.79, p.163-176, 2005.

CASTELAR, P. U. de C.; MONTEIRO, V. B.; LAVOR, D. C.. **Um Estudo sobre as Causas de Abandono Escolar nas Escolas Públicas de Ensino Médio no Estado do Ceará**. Anais do VIII Encontro - Economia do Ceará em Debate, Fortaleza, 2012.

ESPÍNOLA, F. A. L. **Fatores determinantes da evasão escolar no ensino médio**. Monografia (Graduação), 43 p. - Curso de Letras, Universidade Estadual da Paraíba, Guarabira, 2010 FERRÃO, M. E.; BELTRÃO, K. L.; SANTOS, D. P. dos. O impacto de políticas de não-repetência sobre o aprendizado dos alunos da 4ª série. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, p.495-514, 2002.

GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L.. The impact of the Bolsa Escola/ Família conditional cash transfer program on enrollment, dropout rates and grade promotion in Brazil. **Journal Of Development Economics**, v.97, n.2, p.505-517, mar. 2012.

GOMES-NETO, J. B.; HANUSHEK, E. A.. Causes and Consequences of Grade Repetition. **Economic Development And Cultural Change**, v.43, n.1, p.117-148, out. 1994.

GONÇALVES, M.E.; RIOS-NETO, E.L.G.; CÉSAR, C.C.. **Evasão no ensino fundamental brasileiro: identificação e análise dos principais determinantes**. XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Campinas, 2008. HAVARD, Graduate School of Education. **Grade Repetition in Brazil: A801: Education Policy Analysis and Research in Comparative Perspective**. 2012. Disponível

em: <[http://isites.harvard.edu/fs/docs/icb.topic1203171.files/Panel 1 - Changing at High Speed/90865277_Brazil_Grade Repetition.pdf](http://isites.harvard.edu/fs/docs/icb.topic1203171.files/Panel%201%20-%20Changing%20at%20High%20Speed/90865277_Brazil_Grade%20Repetition.pdf)>. Acesso: jan. 2014.

HOX, J.J. **Applied Multinivel Analysis**. Amsterdam: IT-Publicities, 1995.

JACOB, B. A.; LEFGREN, L.. The Effect of Grade Retention on High School Completion. **Center For Local, State, And Urban Policy: Working Paper Series**, Michigan, fev. 2009. Disponível em: <<http://closup.umich.edu>>. Acesso: dez. 2013.

KLEIN, R. Seminário: **A Crise da Audiência no Ensino Médio**. A falta de participação dos jovens no ensino médio. Instituto Unibanco. São Paulo, 2008.

KOROS, P. K.A.; SANG, A. K.A.; BOSIRE, J. N.. Repetition Rates in Public Secondary Schools in Kericho District in Relation to Selected School Characteristics.: A Situational Analysis. **Journal Of Education And Practice**, v.4, n.11, p.107-119, 2013.

LEE, V.E.. What are multilevel questions, and how might we explore them with quantitative methods? In: **Estudos em Avaliação Educacional**, São Paulo, v.24, p. 31-45, 2001.

LEE, V E.. A Necessidade dos Dados Longitudinais na Identificação do Efeito-Escola. **Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos**, Brasília, v. 91, n. 229, p.471-480, 2010.

LEON, F. L. L. de; MENEZES-FILHO, N. A.. Reprovação, Avanço e Evasão Escolar no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, p.417-451, 2002.

LONG, J. S.; FREESE, J. Models for binary outcomes. In: **Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata**. 2. ed. Texas: Stata Press, 2006. Cap. 4. p. 131-181, 2006.

MAHUTEAU, S.; MAVROMARAS, K.. **An Analysis of the Impact of Socioeconomic Disadvantage and School Quality on the**

Probability of School Dropout. IZA, Discussion Paper n. 7566, Agosto de 2013.

MANACORDA, M.. The cost of grade retention. **Centre For Economic Performance: Discussion Paper**, London, n. 878, jul. 2008.

MINCER, J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. **Journal of Political Economy**, v.6, n.4, p 281-302, 1958.

_____ **Schooling, experience and earnings.** New York: NBER, 152p, 1974.

MONTEIRO, V. B.; ARRUDA, E. F. **O impacto da violência urbana nos indicadores de evasão escolar na Região Metropolitana de Fortaleza.** Anais do I Circuito de Debates acadêmicos, 2011.

OLIVEIRA, L. F. B. de; SOARES, S. S. D.. **Determinantes da Repetência Escolar no Brasil: Uma Análise de Painel dos Censos Escolares entre 2007 e 2010.** Brasília: Texto para Discussão 1706, IPEA, fev.2012.

OLIVEIRA, L. F. B. de; SOARES, S. S. D.. **O Impacto do Programa Bolsa Família sobre a Repetência: Resultados a partir do Cadastro Único, Projeto Frequência e Censo Escolar.** Brasília: Texto para Discussão 1814, IPEA, fev.2013.

RAUDENBUSH, S. W.. **Hierarchical Linear Models and Experimental Design.** Michigan State University, East Lansing, Michigan, 1993.

RIANI, J. de L. R.; SILVA, V. C. da; SOARES, T. M.. Repetir ou progredir? Uma análise da repetência nas escolas públicas de Minas Gerais. **Educação E Pesquisa**, v.38, n.3, Set. 2012.

SANTOS, S. S. I. **Ensino médio: Debate Atual sobre o Abandono e a Evasão Escolar.** Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação), 18 p. - Curso de Pedagogia, Universidade Estadual de Maringá, Maringá,

2012. SCHULTZ, T. Investment in Human Capital. **The American Economic Review**, v.51, n.1, p.1-17, 1961.

SILVA, L. C. F. da. **Evasão Escolar: Fatores Associados e Boas Práticas de Prevenção e Remediação**. 2009. Disponível em: <<http://www.cenpec.org.br/biblioteca/educacao/estudos-e-pesquisas/evasao-escolar-fatores-associados-e-boas-praticas-de-prevencao-e-remediacao>>. Acesso: out. 2013.

SOARES, S. S. D. **A Repetência no Contexto Internacional: O que Dizem os Dados de Avaliações das quais o Brasil não Participa?** Brasília: IPEA, 2007.

SOUZA, A. P. de *et al.*. Fatores associados ao fluxo escolar no ingresso e ao longo do ensino médio no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v.42, n.1, p.5-39, abr. 2012

SPENCE, M. Job Market Signaling. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 87, p.355-379, 1973.

STEELE, F. **Regression Models for Binary Responses Concepts**. Centre for Multilevel Modeling, 2009.

TAVARES J. F; FARIA, V. B.; LIMA, M. A. de. Indicadores de fluxo escolar e políticas educacionais: avaliação das últimas décadas. **Estudos em Avaliação Educacional**, v.23, n.52, p.48-67, maio 2012.

VASCONCELOS, I. C. P. L.; ROCHA, R. C. B. **Interação Social e Evasão Escolar nas Favelas do Rio de Janeiro: Um problema de Identificação**. Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia, ANPEC, Salvador, 2006.

DINÂMICA REGIONAL DA INDÚSTRIA NO CEARÁ: AÇÕES E REAÇÕES À LUZ DAS POLÍTICAS DE INCENTIVOS FISCAIS

Maria Gilderjane da Silva Fernandes*

Luís Abel da Silva Filho**

RESUMO

As políticas adotadas pelo Governo cearense com vistas a atrair investimentos industriais para o Estado acarretou uma concentração significativa de estabelecimentos industriais na RMF. O Fundo de Desenvolvimento Industrial do Ceará – FDI, principal financiador das políticas industriais, passou por várias modificações com o objetivo de intensificar os investimentos industriais fora da RMF. Destarte, pretende-se com esse artigo avaliar os efeitos das políticas de desconcentração industrial, via FDI, realizadas no estado do Ceará. Para tanto, fez-se uso de dados secundários da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), permitindo assim a construção de índices regionais. Os resultados do estudo apontam que, apesar dos esforços em desconcentrar a indústria da RMF, é nessa mesorregião que ainda se localiza a maior parcela dos investimentos nesse setor, em detrimento das demais mesorregiões do Ceará. Ademais, ressalta-se que é na RMF que se concentra o setor de bens de consumo duráveis, ramo de atividade industrial de grande relevância.

Palavras-chave: Ceará, localização industrial, mesorregiões.

* Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Regional do Cariri – URCA.

** Professor do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri – URCA. Mestre em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Norte – UFRN. Bolsista Assistente de Pesquisa III do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA.

ABSTRACT:

The policy adopted by the Government of Ceará in order to attract industrial investments to the state led to a significant concentration of industrial establishments in the RMF. The Industrial Development Fund of Ceará - IDF chief financier of industrial policies, has undergone several changes in order to intensify industrial investments outside the RMF. Thus, the aim of this article to evaluate the effects of policies of industrial decentralization, via FDI, held in the state of Ceará. To do so, made use of secondary data from the Annual Report of Social Information (RAIS) of the Ministry of Labour and Employment (MTE), thus allowing the the construction of indexes. The study results indicate that, despite efforts to decentralize the RMF industry, is this middle region that still finds the largest share of investments in this sector, to the detriment of other meso Ceará. Furthermore, it is noteworthy that in RMF that focuses the consumer durables sector, branch of industrial activity highly relevant goods.

Keywords: Ceará, industrial location, meso.

1 INTRODUÇÃO

Os investimentos da Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste – SUDENE não foram distribuídos de forma igualitária entre os diversos estados do Nordeste, o que fez com que estados, como o Ceará, passassem a adotar políticas estaduais que fomentassem o desenvolvimento do estado, complementando os investimentos da SUDENE (NUNES, 2005).

O Governo cearense viu na indústria um setor estratégico para desenvolver a economia do Estado. Partindo desse princípio, o Estado passa então a investir sobremaneira no desenvolvimento de infraestrutura, necessária para o desempenho desse setor, sobretudo a partir de 1963 (PONTES, 2007; SOUSA *et al.*, 2009; IRFFI *et al.*, 2009; CARDOZO, 2011).

Governo após Governo, diversos planos foram desenvolvidos com enfoque para o crescimento econômico do Estado pautado no setor industrial, merecendo destaque o II PLAMEG (1979 a 1982) com a criação do Fundo de Desenvolvimento Industrial – FDI, que proporcionou maiores atrativos para o investimento no setor industrial. Outro plano que merece destaque é o do Governo das mudanças (1987-1991) de Tasso Jereissati, permitindo uma alavancada do setor industrial a partir de 1987 (NUNES, 2005).

O FDI concedia incentivos fiscais, através do financiamento do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), às empresas que se instalassem no Estado. Com a criação do FDI observou-se considerável atração de investimentos industriais, mas esses investimentos concentravam-se sobremaneira na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF). Com o objetivo de desconcentrar os investimentos da RMF, o FDI passou por várias modificações ao longo dos anos, e em todas as reformulações instituiu a desconcentração como pauta principal da política implementada (PONTES, 2007; SOUSA *et al.*, 2009; IRFFI *et al.*, 2009; CARDOZO, 2011).

Diante disso, é pretensão deste artigo avaliar os efeitos das políticas de desconcentração industrial, via FDI, através da utilização de medidas de localização: Coeficiente de Localização (CL), Quociente Locacional (QL), Coeficiente de Especialização (CE) e o Coeficiente de Reestruturação (CR). Para o cálculo dos coeficientes recorreu-se a dados secundários da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) relativos aos estabelecimentos industriais.

Quanto à estrutura do trabalho, além das considerações iniciais, a segunda seção aponta os aspectos metodológicos indispensáveis para a concretização do estudo; na terceira, abordam-se as políticas industriais adotadas pelo Governo cearense; na quarta, avaliam-se os resultados da aplicação do QL, CL, CE e CR; e, finalmente, na última seção, apresentam-se algumas considerações finais.

2 ASPECTOS METODOLÓGICOS

2.1 Aspectos socioeconômicos e demográficos do estado do Ceará

O estado do Ceará está localizado na região Nordeste do Brasil, fazendo fronteira ao Norte com o Oceano Atlântico, ao Sul com o estado de Pernambuco, a Leste com os estados do Rio de Grande do Norte e Paraíba, e a Oeste com o estado do Piauí (IPECE, 2012). O Ceará é composto por uma área total de aproximadamente 148.825,6 km² de extensão, que corresponde a 9,57% da área total da região Nordeste do país e a 1,74% da área total do Brasil (IBGE, 2012).

O estado do Ceará é composto por 184 municípios. De acordo com dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE, 2012), está dividido em 7 Mesorregiões e 33 Microrregiões administrativas. Também possui 2 Regiões Metropolitanas (Região Metropolitana de Fortaleza e Região Metropolitana do Cariri).

Os dados demográficos de 2010 mostram que neste ano o Ceará possuía uma população de aproximadamente 8.448.055 pessoas (deste total, 4.118.066 eram formados por homens e 4.329.989 por mulheres); a densidade demográfica em 2010 era de 56,76 hab./km² e a taxa de urbanização de 75,09% da área total ocupada (IPECE, 2012). Apenas a Região Metropolitana de Fortaleza – RMF detinha cerca de 3.615.767 habitantes nesse ano, dos quais 1.724.397 era formados por homens e 1.891.370 por mulheres, conforme dados do IPECE (2012). O PIB cearense de 2010 foi de 74.949 milhões de reais e o PIB *per capita* de R\$ 8.872,00. Com relação às relações comerciais exteriores, o Ceará exportou cerca de 1.269.499 (US\$1000FOB) em 2010. Já as suas importações foram de 2.167.576 (US\$1000FOB), o que levou a um saldo na balança comercial de -898.077 (US\$1000FOB) nesse ano (IPECE, 2012).

O estado do Ceará é formado por sete mesorregiões, quais sejam: Noroeste cearense (com 47 municípios), Norte cearense

(com 36 municípios), Região Metropolitana de Fortaleza (com 11 municípios), Sertões cearenses (com 30 municípios), Jaguaribe (com 21 municípios), Centro Sul (com 14 municípios) e Sul cearense (com 25 municípios).

2.2 Considerações quanto à base de dados

Utilizaram-se neste estudo métodos de estatística descritiva para avaliar os efeitos da política de industrialização e a busca pela desconcentração desse setor nas mesorregiões do estado do Ceará, através da análise da distribuição dos estabelecimentos industriais em cada área de estudo.

Para tanto recorreu-se a dados secundários disponibilizados, sobretudo pela Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Para a construção do referencial teórico também fez-se uso de informações provenientes dos seguintes órgãos: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE), Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), bem como de livros, dissertações, teses, monografias, artigos e sites da internet que abordam o assunto.

Para a análise do efeito das políticas de desconcentração industrial serão utilizados medidas de localização e de especialização, quais sejam: Coeficiente de Localização – CL, Quociente Locacional – QL, Coeficiente de Especialização – CE e Coeficiente de Reestruturação – CR. Serão empregados as seguintes variáveis:

E_{ij} = Estabelecimentos industriais do setor i na mesorregião j ;

E_i = Estabelecimentos industriais do setor i do Ceará;

E_j = Estabelecimentos industriais totais da mesorregião j ;

E_t = Estabelecimentos industriais totais do Ceará.

O QL permite verificar se existe representatividade de

determinada variável na mesorregião analisada. Assim, quando o QL for maior ou igual a 1, mais representativa será a variável estudada. O oposto ocorre quando o QL for próximo de 0 (SOUZA e ALVES, 2012).

O Quociente Locacional – QL é expresso da seguinte forma:

$$QL = \frac{E_{ij}/E_i}{E_j/E_t} \quad (1)$$

De acordo com Sousa e Alves (2012, p.147), através do QL é possível analisar “o comportamento locacional dos ramos de atividades”, assim como apontar “os setores de maior especialização em cada uma das mesorregiões que formam o Brasil”.

Enquanto o quociente locacional apresenta os níveis de representatividade do setor na área estudada, o coeficiente de localização identifica a localização do setor em análise. Desta forma, o CL relaciona a distribuição dos estabelecimentos industriais em uma determinada mesorregião, em relação à distribuição do Estado. O CL é expresso da seguinte forma:

$$CL = \frac{\sum \left| \left(\frac{E_{ij}}{E_i} \right) - \left(\frac{E_j}{E_t} \right) \right|}{2} \quad (2)$$

Se o coeficiente de localização for próximo de 0, significa que a indústria está distribuída regionalmente. Se o valor for próximo de 1, demonstrará que os estabelecimentos industriais apresentam um padrão de concentração regional mais intenso em uma das mesorregiões.

Cabe destacar nesse ponto que os coeficientes de especialização e de reestruturação são medidas utilizadas para analisar as estruturas produtivas das mesorregiões e serão usados para analisar o perfil dos

estabelecimentos industriais presentes nas mesorregiões cearenses (PIACENTI *et al.*, 2004). Através do coeficiente de especialização apresentado abaixo é possível identificar o nível de especialização da mesorregião estudada. Com base nesse coeficiente compara-se o perfil da indústria de uma mesorregião em relação ao Estado.

$$CE = \frac{\sum |(E_{ij}/E_j) - (E_i/E_t)|}{2} \quad (3)$$

Portanto, valores próximos de 0 indicam que a mesorregião tem composição idêntica à do Estado. Por outro lado, coeficientes próximos a 1 demonstram um elevado grau de especialização da mesorregião em um determinado setor.

Já o coeficiente de reestruturação compara o perfil dos estabelecimentos industriais de uma mesorregião considerando dois períodos, ano 0 e ano 1, com vistas a identificar o grau de mudanças na especialização de cada mesorregião analisada (PIACENTI *et al.*, 2004).

$$CR = \frac{\sum \left| \left(E_{ij}^{r1}/E_j \right) - \left(E_{ij}^{r0}/E_j \right) \right|}{2} \quad (4)$$

Assim, coeficientes próximos a 0 indicam que não aconteceram modificações no perfil industrial da mesorregião. O contrário ocorre quando os coeficientes apresentam valores próximos a 1.

3 POLÍTICAS DE ATRAÇÃO E DESCONCENTRAÇÃO INDUSTRIAL NO CEARÁ

3.1 Planos industriais

As políticas de investimento da SUDENE são vistas como um dos principais fatores de desenvolvimento da região Nordeste do Brasil

a partir de 1960. Mas estudos realizados por Nunes (2005) mostram que havia grandes disparidades entre os níveis de desenvolvimento dos estados nordestinos.

Com o objetivo de intensificar a ação de políticas de crescimento econômico que já vinham sendo praticadas pela SUDENE, diversos estados do Nordeste passam a desenvolver políticas internas. O Governo do Ceará é um deles, passando a implantar políticas de desenvolvimento econômico, sobretudo a partir de 1963, tendo o setor industrial como principal motor impulsionador do desenvolvimento (NUNES, 2005).

A primeira iniciativa do Governo cearense com vistas a atender os objetivos acima propostos foi a criação do Plano de Metas Governamentais – I PLAMEG (1963-1966). O Governo de Virgílio Távora identificou a carência de infraestrutura como o principal entrave à industrialização cearense (PONTES, 2011). Assim sendo, dentre os principais objetivos do I PLAMEG estavam: a) expansão da área e aumento da profundidade do Porto do Mucuripe, com vistas a atrair navios de grande porte e assim facilitar o escoamento de mercadorias e insumos, aquecendo o setor industrial; b) ampliação da oferta de energia elétrica para todo o território do Estado; c) atração de indústrias via incentivos fiscais; d) criação de distritos industriais em Fortaleza, Sobral, Juazeiro do Norte, Crato e Barbalha; além da e) criação do Banco Estadual do Ceará (BEC), da Superintendência de Desenvolvimento do Ceará (SUDEC) e da Companhia de Desenvolvimento do Ceará (CODEC) (NUNES, 2005; SILVA FILHO e QUEIROZ, 2010).

Em seguida criou-se o Plano de Ação Integrada do Governo – PLAIG (1966-1971), no Governo de Plácido Castelo. O PLAIG deu continuidade aos planos já desempenhados pelo seu antecessor, além de incrementar o incentivo industrial, priorizando os produtos destinados à exportação (NUNES, 2005; VIANNA *et al.*, 2006; SILVA FILHO e QUEIROZ, 2010).

No período que vai de 1971 a 1975, tendo como Governador

César Cals, deu-se continuidade às políticas industriais destinadas à atração de indústrias produtoras de artigos para exportação, com destaque para os setores têxtil, vestuário, extrativa mineral, química, de alimentos, couros e peles, entre outras, através da criação do Plano de Ação do Governo do Estado do Ceará – PLAGEC (NUNES, 2005; SILVA FILHO e QUEIROZ, 2010).

No Governo seguinte, tendo à frente Adauto Bezerra, houve maior integração do parque industrial cearense com a intensificação dos setores industriais já mencionados, graças à criação do Plano de Desenvolvimento do Estado do Ceará – I PLANDECE (1975-1978) (NUNES, 2005; SILVA FILHO e QUEIROZ, 2010).

No período de 1979 a 1982, com a volta de Virgílio Távora ao poder, foi criado o II Plano de Metas Governamentais – II PLAMEG. Seu principal objetivo era a criação do III Polo Industrial do Nordeste no Ceará, haja vista que já existia um na Bahia e outro em Pernambuco os quais concentravam significativa parcela dos investimentos industriais, conforme diagnosticaram pesquisas realizadas na época (NUNES, 2005).

Foi também nesse Governo que houve a criação do Fundo de Desenvolvimento Industrial - FDI, através da implementação da Lei nº 10.367 de 1979. O FDI intensificou de modo significativo a implantação de indústrias no Ceará e será estudado de forma mais detalhada mais adiante (NUNES, 2005; VIANNA *et al.*, 2006; SILVA FILHO e QUEIROZ, 2010; PONTES, 2011).

O Governo seguinte, o de Gonzaga Mota, deu continuidade aos planos do II PLAMEG através da implementação do Plano Estadual de Desenvolvimento – PLANED (1983-1987) (NUNES, 2005; SILVA FILHO e QUEIROZ, 2010).

De fato, as políticas desenvolvidas nos Governos já referidos foram de fundamental importância para a formação de uma base sólida que permitisse a atração de segmentos industriais para o Ceará. Mas foi a partir do Governo das Mudanças de Tasso Jereissati (1987-1991)

que houve um maior impulso na industrialização cearense à luz do FDI implantado no segundo Governo de Virgílio Távora (NUNES, 2005).

Dentre as principais políticas industriais do Governo das Mudanças constavam: apoio ao desenvolvimento de pequenas e médias empresas; consolidação do III Polo Industrial do Nordeste (já iniciada no II PLAMEG); implementação de projetos de apoio a empresas privadas com o auxílio do Governo Federal, destinados a empreendimentos que geravam efeitos multiplicadores; implantação de projetos de capacitação profissional, com vistas a tornar a mão de obra mais qualificada; além da implantação de minidistritos industriais no interior do Estado, tendo como principal objetivo promover a desconcentração industrial da Região Metropolitana de Fortaleza - RMF (NUNES, 2005).

No Governo seguinte, o de Ciro Gomes, implantou-se o Plano Plurianual (1991-1994), a partir do qual se buscou desenvolver no cenário industrial cearense o incentivo à implementação e modernização de setores industriais com grande capacidade de geração de emprego, bem como do aproveitamento dos insumos presentes no Estado. Dentre os setores destacam-se a indústria têxtil, de confecções, de couro e de calçados. Sobressai ainda nesse Governo a continuidade do projeto de implementação de minidistritos industriais fora da RMF, que já vinham sendo desenvolvido pelo Governo anterior (NUNES, 2005).

Dando prosseguimento às políticas de desenvolvimento do Estado, o Plano de Desenvolvimento Sustentável – (1995-1998), do Governo Tasso Jereissati, tinha como foco principal a preservação do meio ambiente, investimentos em educação, saúde, segurança, saneamento básico e geração de emprego. No âmbito industrial, o Governo procurou desconcentrar os investimentos industriais da RMF, com vistas a promover o crescimento econômico das localidades mais afastadas dessa mesorregião. Além disso, houve a criação dos Centros Vocacionais e Tecnológicos (CVT) e dos Centros de Ensino

Tecnológicos (CENTEC), com vistas a promover a qualificação profissional da classe trabalhadora, sobretudo nos municípios mais afastados de Fortaleza (NUNES, 2005).

Reeleito, Tasso Jereissati, deu continuidade à política industrial que já estava sendo desenvolvida no Governo antecedente, com a implantação do II Plano de Desenvolvimento Sustentável no período de 1999 a 2002 (NUNES, 2005).

Embora alguns dos projetos desenvolvidos ao longo dos diversos planos de Governo não tenham sido concretizados, os planos que se consolidaram foram bastante relevantes para o desenvolvimento do parque industrial cearense (PONTES, 2011).

Diante do exposto, torna-se indispensável uma avaliação mais aprofundada das políticas de industrialização no Estado, tendo como objetivo identificar os níveis de industrialização e a busca pela desconcentração industrial através das políticas aplicadas dentro do Estado.

3.2 Políticas de desconcentração industrial via Fundo de Desenvolvimento Industrial – FDI

Conforme já destacado anteriormente, os investimentos no Ceará com vistas a promover o desenvolvimento do Estado estavam pautados no incentivo ao setor industrial. Para tanto, foram elencadas diversas políticas pelo Governo destinadas a esse fim. Nas décadas de 1960 e 1970 buscou-se promover uma infraestrutura de base, vista como um dos principais pilares para a efetivação da implantação da indústria no Estado. Em um segundo momento, mais precisamente a partir de 1979, com a implementação do FDI, buscou-se intensificar a atração de investimentos industriais para o Ceará (PONTES, 2007).

O FDI, criado através da Lei nº 10.367 de 07 de dezembro de 1979, tinha como principal objetivo, conforme estabelecido em seu Artigo 2º, incentivar a “implantação, funcionamento, realocização, ampliação e modernização ou recuperação” de estabelecimentos

industriais considerados de caráter relevante para o desenvolvimento econômico do Estado (CEARÁ, 1979).

Este sistema de incentivos fiscais criado através do FDI visa, fundamentalmente, promover a atração e retenção de investimentos industriais em benefício da economia estadual. Sua função é melhorar o conjunto de vantagens locacionais de segmentos e setores industriais afetados por algumas insuficiências estruturais, geradas pelas falhas de mercado e falhas federais de políticas regionais. Essa função é exercida pela oferta de empréstimos a título de capital de giro, que procura subsidiar os custos da empresa por um período limitado de tempo (SOUSA et al, 2009, p. 3).

Um dos principais incentivos do FDI é a concessão de um empréstimo calculado com base no Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços - ICMS através do Programa de Atração de Investimentos Industriais - PROVIN (PONTES, 2007). Além do PROVIN, há mais dois programas que utilizavam recursos do FDI: o PDCI (Programa de Desenvolvimento do Comércio Internacional e das Atividades Portuárias do Ceará) e o PROAPI (Programa de Incentivos às Atividades Portuárias e Industriais) (IRFFI *et al.*, 2009).

Desde a sua criação, o FDI já passou por várias modificações, de modo que o programa de incentivos industriais atendesse os objetivos propostos pelo Governo. Sendo assim, cabe destacar ao menos quatro alterações relevantes, a saber: as dos anos de 1995, 2002, 2003 e 2008 (PONTES, 2007; SOUSA *et al.*, 2009; IRFFI *et al.*, 2009; SILVA FILHO e QUEIROZ, 2010; CARDOZO, 2011).

A alteração do FDI em 1995 tinha o propósito de desconcentrar a indústria da RMF. Nesse sentido, houve uma mudança nas taxas de retorno do ICMS que, a princípio, tratava-se de um empréstimo, do qual 100% do valor financiado retornavam para os cofres públicos do Estado. Com a reformulação do FDI, quanto mais distantes da RMF, maiores seriam os incentivos (PONTES, 2009; CARDOZO, 2011).

Com o FDI estabelecido em 1995, a RMF possui o menor financiamento do ICMS, além de possuir o menor prazo do incentivo (6 anos) e o maior retorno para o Estado, 60%, ou seja, o Governo abre mão de 40% do ICMS financiado (PONTES, 2007; SOUSA *et al.*, 2009; IRFFI *et al.*, 2009; SILVA FILHO e QUEIROZ, 2010; CARDOZO, 2011).

Já para as indústrias localizadas fora da RMF o financiamento do ICMS é de 75% e o retorno para o Estado é de apenas 25%, o que indica que o Governo isenta as indústrias do pagamento de 75% do ICMS financiado (PONTES, 2007; SOUSA *et al.*, 2009; IRFFI *et al.*, 2009; SILVA FILHO e QUEIROZ, 2010; CARDOZO, 2011).

Com relação ao prazo do incentivo, quanto mais distante da RMF, maior o prazo do benefício, concedendo-se 10 anos para as empresas localizadas até 300km da RMF, 13 anos para as que estiverem localizadas entre 300km e 500km e um prazo de 15 anos para as empresas que se instalarem além dos 500km da RMF. Vale ressaltar também que o prazo de carência é igual para todo o Estado, de 3 anos (PONTES, 2007; SOUSA *et al.*, 2009; IRFFI *et al.*, 2009; SILVA FILHO e QUEIROZ, 2010; CARDOZO, 2011).

Em 2002 o FDI passa por nova reformulação, direcionando as políticas de incentivos para os municípios onde houvesse germes de aglomeração industrial, sobretudo, nos municípios localizados fora da RMF, com destaque para os setores estruturantes (no Pecém), coureiro-calçadista, móveis, confecções, têxtil, agroindústria, eletroeletrônicos, metal mecânica, base tecnológica e indústria de reciclagem; alimentos, bebidas e minerais não metálicos (PONTES *et al.*, 2006; IRFFI *et al.*, 2009; SOUZA *et al.*, 2009; SILVA FILHO e QUEIROZ, 2010).

No ano seguinte, com a promulgação do Decreto nº 27.040 de 9 de maio de 2003, o FDI sofre nova modificação. As políticas industriais impostas pelo novo decreto visavam apreciar os efeitos das externalidades positivas produzidas pelas indústrias incentivadas. O Governo adotou assim um sistema de pontuação (IRFFI *et al.*, 2009).

De acordo com Pontes e Vianna (2005), os critérios de pontuação são: volume de investimentos (máximo 13 pontos), setores e cadeias produtivas (máximo 8 pontos), geração de emprego (máximo 12 pontos), aquisição de insumos no Ceará (máximo 7 pontos), localização geográfica (máximo 6 pontos) e responsabilidade social (máximo 4 pontos).

O financiamento mínimo é de 25%, enquanto que o benefício adicional passa a depender da pontuação adquirida pela empresa, onde cada ponto corresponde a 1%. O financiamento máximo não pode ultrapassar 75% (CEARÁ, 2003).

O retorno do benefício também passa a depender da pontuação. A saber: para as indústrias que obtiverem pontuação entre 0 e 19 pontos, o retorno será de 10%; para aquelas que alcançarem uma pontuação entre 20 e 29 pontos, o retorno passará a ser de 15%; já para àquelas que conseguirem uma pontuação entre 30 e 50, o retorno será de 25% (CEARÁ, 2003).

O prazo do incentivo dependerá da quantidade de pontos alcançados pelas indústrias, de modo que, quanto maior a pontuação, maior o prazo do benefício, concedendo prazos de 5 anos – para indústrias com pontuação entre 0 e 24 pontos; 8 anos – para indústrias com pontuação entre 25 e 34 pontos; e 10 anos – para as indústrias que atingirem pontuações de 35 a 50 pontos (CEARÁ, 2003).

Em 2008, nova forma de pontuação foi adotada. Com a nova reformulação, o benefício mínimo permaneceu em 25% do ICMS, e o benefício adicional também dependeria da pontuação adquirida pela empresa, levando em consideração que a pontuação total seria decorrente da somatória da pontuação adquirida a partir da geração de emprego (máximo 25 pontos), custo de transação (máximo 20 pontos), localização geográfica (máximo 40 pontos); responsabilidade social, cultural e ambiental (máximo 5 pontos); pesquisa e desenvolvimento (máximo 5 pontos); e adequabilidade à base de produção regional (30% da pontuação alcançada nas variáveis anteriores). O percentual

do financiamento não poderia ultrapassar 75% do ICMS devido (CEARÁ, 2008; CARDOZO, 2011).

Com relação ao retorno, para as indústrias que obtiverem uma pontuação de até 75 pontos, para os cofres do Estado ele passa a ser de 25%, ou seja, a indústria deixa de pagar 75% do ICMS devido. Já para as indústrias que alcançarem uma pontuação superior a 75 pontos, o valor do retorno se dará pela seguinte fórmula: $[25 - (P_T - 75)] \%$, onde P_T representa a pontuação total. Sendo assim, para as empresas que alcançarem 100 pontos, o retorno para os Estado será de 0%, visto que $[25 - (100 - 75)] = 0\%$ (CEARÁ, 2008; CARDOZO, 2011).

O prazo do benefício também passa a depender da pontuação obtida pela indústria incentivada. Para as indústrias com menos de 35 pontos, o prazo é de 5 anos; para as que obtenham pontuação entre 35 e 50, o prazo do benefício será de 8 anos; já para o empreendimentos industriais que superem essa pontuação o prazo do incentivo dura 10 anos (CEARÁ, 2008).

Diante do exposto, analisar-se-ão a seguir os resultados da aplicação do quociente locacional e dos coeficientes de localização, especialização e reestruturação, com vistas a identificar os efeitos da política de desconcentração industrial do Governo frente às desigualdades regionais presentes no Estado.

4 AVALIAÇÃO DOS EFEITOS DAS POLÍTICAS DE DESCONCENTRAÇÃO INDUSTRIAL NO CEARÁ

4.1 Coeficiente de Localização segundo as mesorregiões cearenses

Um dos principais objetivos da política industrial do Governo do Estado é descentralizar a indústria, sobretudo da RMF, com vistas a permitir um maior desempenho na economia das áreas menos desenvolvidas. Para tanto far-se-á uso do coeficiente de localização com o fim de avaliar os níveis de concentração industrial frente às

políticas de desconcentração industrial via FDI. Para uma análise mais detalhada da concentração de estabelecimentos industriais nas mesorregiões do Ceará, a tabela 01 a seguir apresenta o resultado do coeficiente aplicado aos principais setores industriais do Estado para os anos de 1985, 2001 e 2011.

Tabela 01 - Coeficiente de Localização – CL para os estabelecimentos industriais do Ceará – 1985/2001/2011

MESORREGIÃO	Noroeste	Norte	RMF	Sertões	Jaguaribe	Centro-Sul	Sul
INDÚSTRIA				1985			
Extrativa Mineral	0,046	0,048	0,085	0,015	0,031	0,004	0,021
Minerais não Metálicos	0,008	0,025	0,104	0,003	0,036	0,004	0,036
Metalúrgica	0,010	0,013	0,058	0,002	0,024	0,004	0,005
Mecânica	0,028	0,005	0,056	0,015	0,012	0,004	0,008
Material Elétrico e de Comunicações	0,028	0,017	0,109	0,015	0,024	0,004	0,020
Material de Transporte	0,028	0,017	0,069	0,015	0,024	0,004	0,019
Madeira e Mobiliário	0,002	0,010	0,024	0,017	0,008	0,006	0,002
Papel, Papelão, Editorial e Gráfica	0,009	0,007	0,035	0,007	0,012	0,004	0,011
Borracha, Fumo, Couros, Peles, Similares	0,006	0,012	0,003	0,010	0,024	0,004	0,048
Química	0,009	0,013	0,068	0,015	0,017	0,004	0,010
Têxtil do Vestuário e Artefatos de Tecidos	0,009	0,012	0,046	0,001	0,008	0,003	0,023
Calçados	0,028	0,017	0,098	0,015	0,024	0,004	0,010
Alimentícios, Bebidas e álcool Etilico	0,014	0,016	0,057	0,001	0,014	0,001	0,012
INDÚSTRIA				2001			
Extrativa Mineral	0,068	0,012	0,159	0,010	0,012	0,014	0,065
Minerais não Metálicos	0,012	0,020	0,139	0,008	0,092	0,005	0,003
Metalúrgica	0,003	0,013	0,015	0,002	0,020	0,004	0,020
Mecânica	0,014	0,012	0,076	0,011	0,005	0,009	0,025
Material Elétrico e de Comunicações	0,015	0,005	0,094	0,014	0,013	0,013	0,034
Material de Transporte	0,012	0,002	0,089	0,005	0,027	0,013	0,030
Madeira e Mobiliário	0,039	0,004	0,081	0,018	0,005	0,019	0,006
Papel, Papelão, Editorial e Gráfica	0,001	0,010	0,043	0,004	0,014	0,005	0,017
Borracha, Fumo, Couros, Peles, Similares	0,009	0,017	0,000	0,010	0,025	0,003	0,058
Química	0,012	0,010	0,051	0,013	0,013	0,001	0,001
Têxtil do Vestuário e Artefatos de Tecidos	0,018	0,008	0,082	0,007	0,013	0,007	0,028
Calçados	0,009	0,024	0,173	0,004	0,014	0,006	0,182
Alimentícios, Bebidas e álcool Etilico	0,007	0,012	0,039	0,009	0,007	0,005	0,001
INDÚSTRIA				2011			
Extrativa Mineral	0,065	0,025	0,184	0,013	0,030	0,005	0,045
Minerais não Metálicos	0,006	0,025	0,165	0,010	0,094	0,006	0,024
Metalúrgica	0,000	0,008	0,008	0,001	0,006	0,006	0,017
Mecânica	0,013	0,010	0,055	0,011	0,002	0,006	0,013
Material Elétrico e de Comunicações	0,021	0,023	0,075	0,007	0,005	0,002	0,034
Material de Transporte	0,004	0,008	0,037	0,004	0,001	0,001	0,020
Madeira e Mobiliário	0,025	0,001	0,034	0,007	0,008	0,016	0,008
Papel, Papelão, Editorial e Gráfica	0,003	0,009	0,030	0,006	0,012	0,000	0,011
Borracha, Fumo, Couros, Peles, Similares	0,000	0,015	0,011	0,006	0,017	0,002	0,051
Química	0,013	0,009	0,016	0,003	0,007	0,005	0,020
Têxtil do Vestuário e Artefatos de Tecidos	0,012	0,005	0,078	0,009	0,015	0,005	0,032
Calçados	0,003	0,019	0,214	0,005	0,013	0,008	0,208
Alimentícios, Bebidas e álcool Etilico	0,015	0,010	0,043	0,010	0,011	0,004	0,007

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS/MTE.

Conforme a referida tabela, a RMF apresenta-se como a

mesorregião que possui a maior concentração de estabelecimentos industriais durante os três períodos analisados. Nota-se ainda que esta mesorregião apresentou padrão de concentração bastante significativo no ano de 1985 para os setores de material elétrico e de comunicação, minerais não metálicos, calçados e extrativa mineral.

Cabe destacar que os estabelecimentos industriais de material de transporte, química, metalúrgica, mecânica e de alimentos e bebidas também apresentaram valores bastante expressivos frente às demais mesorregiões em 1985. Somente nos setores de borracha, fumo, couros, peles e similares a RMF não demonstraram níveis de concentração elevados.

As demais mesorregiões apresentaram certa homogeneidade na distribuição espacial dos setores industriais naquele ano. Apenas o Norte e o Noroeste cearense apresentaram valores pouco mais expressivos para o setor extrativo mineral; enquanto o Jaguaribe e o Sul cearense obtiveram níveis de concentração para o setor de minerais não metálicos neste mesmo ano.

Ainda com base na tabela 01 é possível perceber que o Sul obteve um padrão de concentração significativo em relação às demais mesorregiões no que diz respeito aos setores de borracha, fumo, couros, peles e similares durante todo período analisado.

Com relação ao ano de 2001 percebe-se que diminuíram os níveis de concentração do setor de metalúrgico, material elétrico e de comunicação; química, de alimentos e bebidas da RMF (embora os coeficientes ainda sejam bastante expressivos). Mas, em contrapartida, observa-se um aumento no padrão de concentração dos setores extrativa mineral, minerais não metálicos, mecânica, material de transporte, madeira e mobiliário, papel, papelão, editorial e gráfica; além do setor têxtil de vestuário e artefatos de tecidos. Destaca-se ainda nessa mesorregião o setor de calçados, que perde, em termos de concentração, mas de forma bastante tímida, apenas para a mesorregião Sul.

Nota-se na tabela 01 que além da RMF a mesorregião Noroeste e Sul registraram níveis de concentração de estabelecimentos industriais bastante altos para o setor extrativo mineral. O Jaguaribe novamente apresentou um padrão de concentração do setor de minerais não metálicos que já havia sido observado em 1985. Já o Sul exibiu aumentos nos níveis de concentração dos estabelecimentos do setor de borracha, fumo, couros, peles e similares que também já havia ocorrido no período anterior. Ainda com base na tabela 01, vê-se que o Noroeste exibiu um grau de concentração do setor de madeira e mobiliário bastante significativos em 2001, visto que em 1985 esse setor apresentou coeficientes muito similares aos das demais mesorregiões.

Levando em consideração o ano de 2011, nota-se que a RMF diminuiu, sobremaneira, os níveis de concentração de estabelecimentos industriais em quase todos os setores em relação a 2001. Mas é ainda nessa mesorregião que a indústria apresenta os maiores índices de concentração.

A tabela 01 evidencia que em 2011 além da RMF, apenas o Noroeste, o Jaguaribe e o Sul tiveram níveis de concentração de alguns estabelecimentos industriais. O Noroeste, por exemplo, apresentou um padrão de concentração do setor extrativa mineral e, em menor grau, o setor de madeira e mobiliário. No Jaguaribe, o destaque foi para o setor de minerais não metálicos. Já para a mesorregião Sul o setor que exibiu maiores índices de concentração industrial foi o calçadista, seguido pelos de extrativa mineral, borracha, fumo, couros, peles e similares.

Com base no exposto é possível inferir-se que as políticas de desconcentração industrial promoveram certa descentralização dos estabelecimentos industriais da RMF, mas os níveis de concentração de estabelecimentos industriais dessa mesorregião frente às demais ainda são bastante gritantes, sobretudo no que diz respeito às mesorregiões Sertões, Centro-Sul e Norte, apontando para a necessidade de aprimoramento das políticas industriais do Estado.

4.2 Quociente Locacional segundo as mesorregiões cearenses

Neste item serão mostrados os resultados obtidos através da aplicação do quociente locacional para os principais setores industriais do Ceará. Este quociente permite identificar a representatividade do setor em cada mesorregião estudada.

Conforme a tabela 02, a seguir a RMF apresentou representatividade na maioria dos setores industriais, sendo que em 1985 merecem destaque as indústrias metalúrgicas, mecânica, material elétrico e de comunicações; material de transporte; papel, papelão, editorial e gráfica; química, têxtil do vestuário e artefatos de tecidos; além do setor de calçados. Ainda com base na referida tabela, nota-se que há uma diminuição da representatividade do setor calçadista em 2001 e da indústria metalúrgica em 2011 na RMF.

Em 1985 o setor extrativo mineral exibiu quocientes locais bastante expressivos no Norte, Noroeste e Jaguaribe. Em relação ao ano de 2001, observa-se uma perda da representatividade desse setor no Norte e no Jaguaribe e aumento da sua participação nas mesorregiões Sul e Centro-Sul. Em 2011 as mesorregiões que se destacaram nesse setor foram novamente o Norte, o Noroeste e o Jaguaribe.

Tabela 02 - Quociente Locacional – QL para os estabelecimentos industriais do Ceará – 1985/2001/2011

MESORREGIÃO	Noroeste	Norte	RMF	Sertões	Jaguaribe	Centro-Sul	Sul
INDÚSTRIA				1985			
Extrativa Mineral	2,67	3,80	0,77	0,00	2,28	0,00	0,47
Minerais não Metálicos	1,30	2,47	0,72	1,20	2,48	0,00	1,90
Metalúrgica	0,63	0,25	1,16	0,87	0,00	0,00	0,88
Mecânica	0,00	0,70	1,15	0,00	0,49	0,00	1,20
Material Elétrico e de Comunicações	0,00	0,00	1,29	0,00	0,00	0,00	0,49
Material de Transporte	0,00	0,00	1,19	0,00	0,00	0,00	1,49
Madeira e Mobiliário	1,06	0,43	0,94	2,12	1,31	2,40	1,05
Papel, Papelão, Editorial e Gráfica	0,69	0,56	1,09	1,50	0,53	0,00	0,73
Borracha, Fumo, Couros, Peles, Similares	1,22	0,28	0,99	0,32	0,00	0,00	2,21
Química	0,67	0,22	1,18	0,00	0,31	0,00	0,75
Têxtil do Vestuário e Artefatos de Tecidos	0,69	0,32	1,12	1,10	0,68	1,79	0,42
Calçados	0,00	0,00	1,26	0,00	0,00	0,00	0,74
Alimentícios, Bebidas e álcool Etílico	1,49	1,97	0,85	1,06	1,56	1,29	1,29
INDÚSTRIA				2001			
Extrativa Mineral	3,33	1,60	0,54	0,27	1,44	2,07	2,35
Minerais não Metálicos	1,40	2,04	0,60	1,54	4,40	1,35	1,07
Metalúrgica	1,11	0,35	1,04	0,85	0,25	0,72	1,43
Mecânica	0,51	0,38	1,22	0,26	0,83	0,28	0,47
Material Elétrico e de Comunicações	0,49	0,74	1,27	0,00	0,53	0,00	0,30
Material de Transporte	0,60	0,90	1,26	0,62	0,00	0,00	0,37
Madeira e Mobiliário	2,34	1,20	0,77	2,25	0,83	2,45	1,12
Papel, Papelão, Editorial e Gráfica	0,98	0,47	1,12	1,27	0,48	0,59	0,65
Borracha, Fumo, Couros, Peles, Similares	0,70	0,12	1,00	0,32	0,08	1,20	2,21
Química	0,57	0,47	1,15	0,11	0,50	0,92	0,98
Têxtil do Vestuário e Artefatos de Tecidos	0,38	0,56	1,23	0,47	0,53	0,48	0,41
Calçados	0,70	2,21	0,51	0,71	0,47	0,58	4,80
Alimentícios, Bebidas e álcool Etílico	1,26	1,63	0,89	1,61	1,27	1,35	0,98
INDÚSTRIA				2011			
Extrativa Mineral	3,43	2,08	0,48	2,10	2,29	1,47	1,97
Minerais não Metálicos	1,22	2,08	0,54	1,83	4,98	1,58	1,50
Metalúrgica	0,98	0,66	0,98	0,94	0,74	1,56	1,36
Mecânica	0,52	0,54	1,15	0,13	0,92	0,43	0,73
Material Elétrico e de Comunicações	0,23	0,00	1,21	1,55	0,79	1,15	0,27
Material de Transporte	0,85	0,66	1,10	0,63	0,97	1,06	0,57
Madeira e Mobiliário	1,94	1,06	0,90	1,61	0,65	2,51	0,83
Papel, Papelão, Editorial e Gráfica	0,87	0,60	1,08	1,48	0,50	0,96	0,77
Borracha, Fumo, Couros, Peles, Similares	1,00	0,33	0,97	0,54	0,27	0,80	2,10
Química	0,53	0,63	1,05	0,74	0,72	0,50	1,43
Têxtil do Vestuário e Artefatos de Tecidos	0,54	0,80	1,22	0,29	0,36	0,49	0,32
Calçados	1,11	1,83	0,40	1,45	0,46	0,25	5,42
Alimentícios, Bebidas e álcool Etílico	1,55	1,44	0,88	1,83	1,48	1,34	0,85

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS/MTE.

Enquanto a RMF apresentou perda na representatividade do setor calçadista, o Sul ganhou. Esse setor figura como o mais significativo da mesorregião. Além dele, essa mesorregião também deteve níveis de representatividade bastante expressivos em 2011 para os setores extrativa mineral, minerais não metálicos; borracha, fumo, couros, peles e similares; e o setor químico.

Os Sertões Cearenses que, em 1985 e 2001, apresentou o setor de madeira e mobiliário como o mais representativo da mesorregião, em 2011 mudou o foco de exibição para os setores extrativo mineral, minerais não metálicos e de alimentos, bebidas e álcool etílico como o mais representativo.

4.3 coeficiente de especialização e de reestruturação segundo as mesorregiões cearenses

A tabela 03 apresenta os coeficientes de especialização das mesorregiões cearenses. Através dos dados percebe-se que a maioria das mesorregiões demonstrou ter composição idêntica à do estado. Levando em consideração o ano de 1985, apenas cinco setores apresentaram especialização em algumas mesorregiões. O Sul e o Noroeste, por exemplo, mostraram grau de especialização nos setores têxtil de vestuário e tecidos e no setor de alimentos, bebidas e álcool etílico.

O Norte e o Jaguaribe também acusaram níveis de especialização nos dois setores já mencionados, além de ter exibido padrão de especialização no setor de minerais não metálicos. Enquanto isso, os Sertões mostraram um coeficiente de especialização bastante expressivo para o setor de madeira e mobiliário.

O Centro-Sul foi a única mesorregião que apresentou grau de especialização em cinco setores industriais no ano de 1985. O setor têxtil de vestuário e tecidos foi o mais significativo. Mas os setores minerais não metálicos, madeira e mobiliário, papel, papelão, editorial e gráfica, alimentícios, bebidas e álcool etílico também apresentaram níveis de especialização expressivos.

Tabela 03 - Coeficiente de Especialização – CE para os estabelecimentos industriais do Ceará – 1985/2001/2011

MESORREGIÃO	Noroeste	Norte	RMF	Sertões	Jaguaribe	Centro-Sul	Sul
INDÚSTRIA	1985						
Extrativa Mineral	0,021	0,034	0,003	0,012	0,016	0,012	0,007
Minerais não Metálicos	0,011	0,056	0,011	0,008	0,056	0,038	0,034
Metalúrgica	0,010	0,019	0,004	0,003	0,026	0,026	0,003
Mecânica	0,010	0,003	0,001	0,010	0,005	0,010	0,002
Material Elétrico e de Comunicações	0,006	0,006	0,002	0,006	0,006	0,006	0,003
Material de Transporte	0,004	0,004	0,001	0,004	0,004	0,004	0,002
Madeira e Mobiliário	0,003	0,026	0,003	0,052	0,014	0,065	0,002
Papel, Papelão, Editorial e Gráfica	0,011	0,015	0,003	0,018	0,017	0,035	0,010
Borracha, Fumo, Couros, Peles, Similares	0,005	0,017	0,000	0,016	0,023	0,023	0,028
Química	0,010	0,024	0,006	0,030	0,021	0,030	0,007
Têxtil do Vestuário e Artefatos de Tecidos	0,038	0,084	0,016	0,012	0,040	0,098	0,073
Calçados	0,015	0,015	0,004	0,015	0,015	0,015	0,004
Alimentícios, Bebidas e álcool Etílico	0,064	0,124	0,020	0,007	0,072	0,038	0,038
INDÚSTRIA	2001						
Extrativa Mineral	0,025	0,006	0,005	0,008	0,005	0,011	0,014
Minerais não Metálicos	0,016	0,041	0,016	0,021	0,133	0,014	0,003
Metalúrgica	0,003	0,020	0,001	0,005	0,023	0,009	0,013
Mecânica	0,005	0,007	0,002	0,008	0,002	0,008	0,006
Material Elétrico e de Comunicações	0,001	0,001	0,001	0,003	0,001	0,003	0,002
Material de Transporte	0,002	0,000	0,001	0,002	0,005	0,005	0,003
Madeira e Mobiliário	0,057	0,009	0,010	0,053	0,007	0,061	0,005
Papel, Papelão, Editorial e Gráfica	0,001	0,017	0,004	0,009	0,016	0,013	0,011
Borracha, Fumo, Couros, Peles, Similares	0,005	0,016	0,000	0,012	0,017	0,004	0,022
Química	0,012	0,014	0,004	0,024	0,013	0,002	0,001
Têxtil do Vestuário e Artefatos de Tecidos	0,097	0,069	0,037	0,083	0,074	0,082	0,093
Calçados	0,005	0,020	0,008	0,005	0,009	0,007	0,062
Alimentícios, Bebidas e álcool Etílico	0,028	0,069	0,012	0,067	0,029	0,038	0,003
INDÚSTRIA	2011						
Extrativa Mineral	0,018	0,008	0,004	0,008	0,010	0,004	0,007
Minerais não Metálicos	0,007	0,036	0,016	0,028	0,133	0,020	0,017
Metalúrgica	0,001	0,014	0,001	0,002	0,010	0,022	0,014
Mecânica	0,007	0,007	0,002	0,013	0,001	0,009	0,004
Material Elétrico e de Comunicações	0,003	0,004	0,001	0,002	0,001	0,001	0,003
Material de Transporte	0,001	0,002	0,001	0,002	0,000	0,000	0,003
Madeira e Mobiliário	0,032	0,002	0,003	0,021	0,012	0,052	0,006
Papel, Papelão, Editorial e Gráfica	0,004	0,014	0,003	0,017	0,017	0,001	0,008
Borracha, Fumo, Couros, Peles, Similares	0,000	0,015	0,001	0,010	0,016	0,004	0,024
Química	0,012	0,010	0,001	0,007	0,007	0,013	0,012
Têxtil do Vestuário e Artefatos de Tecidos	0,079	0,035	0,037	0,121	0,110	0,086	0,115
Calçados	0,002	0,015	0,011	0,008	0,010	0,013	0,078
Alimentícios, Bebidas e álcool Etílico	0,048	0,039	0,010	0,073	0,042	0,030	0,014

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS/MTE.

Ainda com base na tabela 03 é possível perceber que ocorreram poucas variações nos níveis de especialização de 2001 para 2011. Conforme a referida tabela, o setor de minerais não metálicos permaneceu com padrões de especialização nas mesorregiões Norte e Jaguaribe.

O setor de madeira e mobiliário que em 2001 apresentou um padrão de especialização no Noroeste, nos Sertões e no Centro-Sul, permaneceu em 2011 apenas no Centro-Sul Cearense.

A indústria têxtil de vestuário e artefatos de tecido exibiu níveis de especialização em todas as mesorregiões no ano de 2001. Em 2011, apenas o Norte diminuiu, sobremaneira, seu grau de especialização em relação ao ano de 2001.

Outro setor que apresentou níveis de especialização em algumas mesorregiões foi o de alimentícios, bebidas e álcool etílico. De acordo com a tabela 03, o Norte, os Sertões e o Centro-Sul mostraram níveis de especialização nesse setor em 2001. Mas em 2011 o Norte e o Centro-Sul diminuíam o grau de especialização nesse setor, enquanto que os Sertões e o Noroeste aumentam.

Tabela 04- Coeficiente de Reestruturação – CR para os estabelecimentos industriais do Ceará – 1985-2001/2001-2011

MESORREGIÃO	Noroeste	Norte	RMF	Sertões	Jaguaribe	Centro-Sul	Sul
INDÚSTRIA				1985/2001			
Extrativa Mineral	0,002	0,030	0,004	0,003	0,013	0,022	0,019
Minerais não Metálicos	0,006	0,013	0,004	0,015	0,079	0,053	0,030
Metalúrgica	0,017	0,004	0,002	0,003	0,008	0,022	0,021
Mecânica	0,006	0,002	0,002	0,003	0,004	0,003	0,006
Elétrico e de Comunicações	0,001	0,002	0,004	0,000	0,002	0,000	0,002
Material de Transporte	0,003	0,004	0,001	0,003	0,000	0,000	0,004
Madeira e Mobiliário	0,049	0,031	0,011	0,004	0,026	0,008	0,002
Papel, Papelão, Editorial e Gráfica	0,006	0,005	0,003	0,013	0,004	0,019	0,005
Borracha, Fumo, Couros, Peles, Similares	0,016	0,005	0,005	0,002	0,002	0,022	0,012
Química	0,005	0,006	0,005	0,003	0,004	0,025	0,004
Têxtil do Vestuário e Artefatos de Tecidos	0,026	0,049	0,054	0,062	0,001	0,147	0,012
Calçados	0,011	0,036	0,011	0,011	0,008	0,009	0,066
Alimentícios, Bebidas e álcool Etílico	0,056	0,076	0,013	0,039	0,063	0,020	0,061
INDÚSTRIA				2001/2011			
Extrativa Mineral	0,009	0,001	0,002	0,013	0,002	0,011	0,010
Minerais não Metálicos	0,014	0,010	0,006	0,001	0,006	0,000	0,009
Metalúrgica	0,005	0,016	0,007	0,012	0,022	0,040	0,010
Mecânica	0,002	0,004	0,004	0,001	0,005	0,004	0,006
Elétrico e de Comunicações	0,001	0,002	0,001	0,006	0,002	0,004	0,000
Material de Transporte	0,003	0,000	0,001	0,001	0,006	0,007	0,002
Madeira e Mobiliário	0,032	0,014	0,001	0,039	0,013	0,017	0,018
Papel, Papelão, Editorial e Gráfica	0,001	0,006	0,002	0,011	0,002	0,014	0,006
Borracha, Fumo, Couros, Peles, Similares	0,010	0,005	0,003	0,006	0,005	0,004	0,006
Química	0,001	0,004	0,003	0,017	0,006	0,012	0,012
Têxtil do Vestuário e Artefatos de Tecidos	0,031	0,047	0,014	0,025	0,023	0,009	0,009
Calçados	0,008	0,004	0,001	0,014	0,001	0,005	0,018
Alimentícios, Bebidas e álcool Etílico	0,001	0,051	0,020	0,015	0,008	0,030	0,032

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS/MTE.

A tabela 4 vem confirmar o que já havia sido observado na tabela anterior, isto é: que os coeficientes apresentaram certo grau de homogeneidade nas regiões analisadas, em termos de especialização industrial. Apenas em alguns setores as mesorregiões apresentaram certa especialização, o que justifica alguns coeficientes de reestruturação

exibir valores diferenciados.

Com base no exposto, percebe-se que apesar das políticas de desconcentração, via FDI, as variações nos níveis de concentração industrial ao longo dos três anos analisados não promoveram uma desconcentração desse setor da RMF, haja vista que ainda é nessa mesorregião que o coeficiente de localização apresenta maior expressividade para a maioria dos setores. Considerando, por exemplo, o ano de 2011, percebe-se que essa mesorregião perdeu participação dos setores metalúrgica, química, borracha, fumo, couros, peles e similares apenas para o Sul cearense, sendo que o setor de calçados apresentou valor expressivo tanto para a RMF como para o Sul cearense.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A economia cearense caracteriza-se por grandes desigualdades entre suas mesorregiões, sobretudo quando comparadas à RMF. Apesar da adoção de diversas políticas do Governo, com vistas a diminuir as disparidades entre a RMF e o resto do estado, a maioria dos investimentos continua concentrado nessa mesorregião.

O FDI passou por várias reformulações com vistas a dinamizar a economia das áreas mais afastadas da RMF. No entanto, o presente estudo aponta que ainda existem níveis de concentração de estabelecimentos industriais bastante significativos na RMF, sobretudo para os setores extrativo mineral, minerais não metálicos, mecânica, material elétrico e de comunicação, material de transportes, calçados, têxtil de vestuário e artefatos de tecido. O Noroeste e Sul também revelaram níveis de concentração de estabelecimentos industriais bastante expressivos para alguns setores industriais.

Portanto, apesar das políticas de desconcentração industrial, via FDI, aplicadas pelo Governo do estado do Ceará, sobretudo com o objetivo de descentralizar os investimentos industriais da RMF, através da concessão de benefícios maiores às indústrias que se instalem fora

dessa mesorregião, os principais setores industriais ainda se encontram concentrados na RMF, o que denota a necessidade de mudanças na política de industrialização, favorecendo, sobretudo as mesorregiões Norte, Jaguaribe, Sertões e Centro-Sul.

Os resultados também evidenciam que o Ceará está especializado na fabricação de bens de consumo não duráveis e intermediários. No que diz respeito aos bens de consumo não duráveis, sobressaem os setores têxtil de vestuário e artefatos de tecidos; calçados; e alimentos e bebidas. No que concerne à indústria de bens intermediários, destaca-se a indústria mecânica, metalúrgica e, notadamente a indústria de minerais não metálicos.

Os setores de bens de consumo duráveis, tais como material de transporte, elétrico e de comunicações encontram-se bastante concentrados na RMF. Estes materiais possuem valor agregado maior, o que contribui de forma significativa para a formação do valor adicionado dessa mesorregião. A concentração desses setores na RMF pode estar associada aos atrativos locais dessa mesorregião, já que áreas dinâmicas são preferidas para a instalação de novos empreendimentos.

Com base no exposto, o presente estudo confirma o que já havia sido observado por outros estudos, em que se mostram que as políticas de desconcentração industrial do Governo não conseguem intensificar a fuga de investimentos para as demais mesorregiões, que permanecem concentrados na RMF.

Cabe então ao Governo estadual gerar atrativos locais nas demais mesorregiões, atraindo, assim, indústrias estratégicas para o desenvolvimento dessas mesorregiões, que colaborem para a geração de emprego e renda, a inserção de profissionais formados nas universidades locais e que gerem um valor adicionado significativo para a composição do PIB local.

6 REFERÊNCIAS

CARDOZO, S. A. Políticas Estaduais de Atração de Investimentos Baseadas em Isenção Fiscal: uma análise do estado do Ceará de 1995 a 2008. In: **Revista Econômica do Nordeste**, v. 42, p. 641-660, 2011.

CEARÁ, Decreto N° 27.040, de 09 de maio de 2003.

CEARÁ, Decreto N° 29.183, de 08 de Fevereiro de 2008.

CEARÁ, Lei N.º 10367, de 07 de Dezembro de 1979.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas – IBGE. **Estados**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: 13/01/2012.

Instituto de Pesquisas Econômicas do Ceará – IPECE. **Ceará em números**. Disponível em: <http://www.ipece.ce.gov.br>. Acesso em: 13/01/2012.

IRFFI, G.; NOGUEIRA, F. A. N.; BARRETO, F. A. F. D. Efeitos da Política de atração de Incentivos Industriais no Ceará sobre o Emprego no período 2002-2005. In: XIV Encontro Regional de Economia, 2009, Fortaleza. **Anais**. XIV Encontro Regional de Economia, 2009.

NUNES, A. C. P. **Atração de investimentos como instrumento de política industrial: o caso do Ceará no período 1985-2002**. 2005. 149 f. Dissertação (Mestrado em Administração Pública) - Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2005.

PAIVA, W. L.; CAVALCANTE, A. L.; ALBUQUERQUE, D. P. L. **Localização industrial: evidências para a economia cearense**. Fortaleza: IPECE, 2007. 50p. (Texto para Discussão n° 44).

PIACENTI, C. A.; [LIMA, J. E.](#); [PIFFER, M.](#); [ALVES, L. R.](#) A localização e as mudanças na distribuição setorial do PIB nos estados da Região Sul - 1970/1998. In: XLII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural: Dinâmicas Setoriais e Desenvolvimento Regional, 2004, Cuiabá. **Anais** do

XLII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural: Dinâmicas Setoriais e Desenvolvimento Regional, 2004.

PONTES, P. A.; VIANNA, P. J. R. **Análise da política de incentivo ao desenvolvimento industrial do Estado do Ceará no período 2001-2004.** (Nota técnica nº 12). Fortaleza: IPECE 2005.

PONTES, P. A.; VIANNA, P. J. R.; HOLANDA, M. C. **A política de atração de investimentos industriais no Ceará: uma análise do período de 1995-2005.** Texto para Discussão n. 26. Fortaleza: IPECE 2006.

PONTES, P.; VIANNA, P. J. R.; HOLANDA, M. C. **Um Perfil das Empresas Atraídas pelo FDI no Período 2001-2006.** Fortaleza: IPECE, 2006. 21p. (Texto para Discussão nº 28).

PONTES, P. Diferencial de salários nos municípios do Estado do Ceará: uma aplicação da decomposição de Oaxaca. In: **Revista de economia contemporânea.** Set/Dez. 2007.

PONTES, P. **Os determinantes da redução da desigualdade espacial no Ceará nas últimas décadas.** Fortaleza: IPECE, 2011. 22p. (Texto para Discussão nº 98).

Relação Anual de Informações Sociais – RAIS. Disponível em: www.rais.gov.br.

SILVA FILHO, L. A.; QUEIROZ, S. N. Industrialização e emprego formal no Ceará: análise a partir dos dados da RAIS/MTE – 1996/2006. In: **Revista de desenvolvimento do Ceará – IPECE** Nº 1. Outubro, 2010.

SOUSA, P. F.; BARRETO, F. A. F. D.; IRFFI, GUILHERME. **Impactos da política estadual de incentivos fiscais sobre a arrecadação de ICMS no Estado do Ceará.** In: V encontro de economia do Ceará em debate, 2009.

SOUZA, C. C. G.; ALVES, L. R. **A especialização e a reestruturação produtiva das atividades econômicas entre as mesorregiões do**

Brasil Entre 2000 a 2009. In: Projeto SABER - Sistema de Acesso à Biblioteca Eletrônica de Revistas – Inform GEPEC.

VIANNA, P. J. R; HOLANDA, M. C; ROSA; A. L. T; LOCIO; A. B.; WICHMANN; B. **A regionalização do Estado do Ceará: uma proposta de reformulação.** Fortaleza: IPECE, 2006. 21p. (Texto para Discussão n° 25).

EFEITOS DISTRIBUTIVOS DO SALÁRIO MÍNIMO NO MERCADO DE TRABALHO CEARENSE

Joyciane Coelho Vasconcelos*

Jair Andrade Araujo**

Andréa Ferreira da Silva***

RESUMO

Este artigo investiga a contribuição do salário mínimo (SM) para o processo de desconcentração dos rendimentos do mercado de trabalho do Estado do Ceará no período 2002-2012. Os microdados utilizados são oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Utilizou-se a metodologia de simulação proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) a partir da estimativa de funções densidade Kernel contrafactuais. As simulações foram realizadas para pessoas do gênero feminino e masculino. Os resultados revelaram por meio das decomposições que o salário mínimo, o grau de formalização e os atributos pessoais tiveram impactos desconcentradores para trabalhadores do gênero feminino e masculino. Todavia, para as mulheres, o efeito desconcentrador do salário mínimo é mais intenso na amostra em relação aos homens. Em síntese, as simulações apontam a importância do salário mínimo para a redução da dispersão dos rendimentos do trabalho no período recente.

Palavras-chave: Concentração dos rendimentos. Salário mínimo. Mercado de trabalho.

* Economista. Mestranda em Economia Rural (MAER).

** Prof. Dr. Adjunto do Curso de Mestrado em Economia Rural (MAER).

*** Economista. Mestranda em Economia Rural (MAER).

ABSTRACT

This paper investigates the contribution of the minimum wage (MW) for the process of desconcentration income from the labor market the State of Ceará in the period 2002-2012. The micro data used are from the National Sample Survey (PNAD) of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). Used the simulation methodology proposed in DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) from the estimated counterfactual Kernel density functions. The simulations were performed for people females and males. The results revealed by the decompositions than the minimum wage, the degree of formalization and the personal attributes had impacts not concentrators to workers female and male. However, for women, the de-concentrating effect of the minimum wage is more intense in the sample compared to men. In summary, the simulations indicate the importance of the minimum wage to reduce the dispersion of labor income in recent years.

Keywords: Concentration of income. Minimum wage. Labor of market.

1 INTRODUÇÃO

O Estado do Ceará possui elevada desigualdade socioeconômica. Embora continue ocupando um patamar alta desigualdade entre os estados brasileiros, a concentração de renda apresenta, nos últimos anos, uma trajetória de queda. Essa questão já foi estudada por diversos autores. Por exemplo, Oliveira (2010) destaca que existem diversos determinantes para a diminuição na desigualdade, no entanto, destaque-se a contribuição da parcela do rendimento proveniente do trabalho.

Na mesma perspectiva Pinho Neto e Miro (2011), afirmam que sendo localizado na Região Nordeste, reconhecidamente a mais pobre e desigual do Brasil, o Estado do Ceará apresenta uma elevada proporção de pobres e um grau de concentração de renda relativamente

elevado. Assim sendo, a análise da evolução da desigualdade de rendimentos do trabalho é um elemento fundamental para se entender as mudanças na desigualdade de renda como um todo, pois, grande parte da redução da desigualdade se dá por meio da desconcentração da parcela proveniente da renda do trabalho das famílias.

Vale ressaltar que, nos últimos anos tem sido cada vez mais celebrada uma política que valorize o poder do salário mínimo (doravante SM), o que certamente tem efeitos na distribuição de renda do mercado de trabalho. À guisa de ilustração, ao se comparar o valor real do SM do ano de 2002 e o de 2012, observa-se um aumento de 66% (DIEESE,2014).

Dado que o salário real é um dos principais determinantes dos níveis de emprego, e um dos indicadores de distribuição de renda no país, surge a necessidade de analisar o impacto que esta evolução teve sobre a desigualdade de renda. Aliás, são insatisfatórias as respostas, até então, ao seguinte questionamento: em que medida a política do salário mínimo contribuiu na desconcentração de renda no Estado do Ceará? O artigo pretende responder a dar uma resposta que seja mais completa. Para tanto, incorpora à análise a diferença entre os sexos masculinos e femininos. Esta é a razão maior pela qual este artigo se distingue dos demais: ele tem com propósito verificar qual o efeito da elevação do salário mínimo real sobre os rendimentos das diferentes categorias de empregados, em particular, o comportamento das variáveis casuais para o gênero feminino e masculino da região Nordeste.

Pelo exposto, este artigo tem como objetivo investigar a contribuição do salário mínimo no processo de desconcentração dos rendimentos do trabalho no intervalo de 2002 a 2012. A amostra estudada contempla todos os trabalhadores que recebem renda com valor positivo e com idade maior de 15 anos e menor que 60 anos; *dummies* de gênero e raça como fatores de discriminação, sindicato, formal, ocupação e setor de atividade. Os dados foram extraídos das PNADs do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Como procedimento delineado, constrói-se a chamada distribuição contrafactual, a qual pode ser confrontada com a distribuição original dos salários da população. As variáveis causais consideradas neste artigo foram salário mínimo (SM), o grau de formalidade e os atributos pessoais. Pelo exercício contrafactual busca-se saber qual seria a contribuição das variáveis causais na distribuição de renda dos empregados. Para tanto, utiliza-se a abordagem não paramétrica tal qual apresentada por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) que mensura, por meio da função densidade, o fator que influencia no comportamento dos salários e os efeitos que ele incide sobre os mesmos.

Além da introdução, o presente trabalho está organizado da seguinte forma: a seção dois mostra alguns fatos estilizados. A terceira faz uma revisão da literatura em termos de arcabouços teóricos e empíricos. A quarta é apresentada a metodologia de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996). A quinta seção faz uma descrição da base de dados. A sexta seção apresenta os resultados e as discussões. E por último, são tecidas as considerações finais.

2 FATOS ESTILIZADOS

A discussão acerca da desigualdade de renda vem se apresentando como tema recorrente tanto no meio acadêmico quanto nas distintas esferas de governo. Reduções no grau de desigualdade de renda são metas perseguidas por determinadas políticas públicas que promovem a igualdade entre os indivíduos, além de diminuir a pobreza e principalmente, a extrema pobreza. Trabalhos como de Hoffmann (2009), Barros *et al.* (2010), ressaltam uma convergência decrescente nos indicadores da desigualdade de renda no Brasil no período de 2001 a 2007. Entretanto, nota que esse declínio não segue homogêneo entre as regiões brasileiras.

O Estado do Ceará possui elevada desigualdade socioeconômica que tem sido objeto de estudo, pois a má distribuição de renda é um

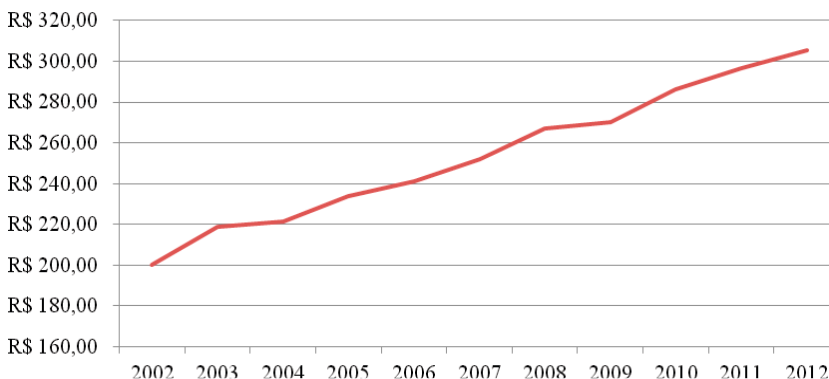
dos problemas da economia. Embora continue ocupando um patamar alto, a concentração de renda apresenta, nos últimos anos, uma trajetória de queda.

A gráfico 1, a seguir, mostra a evolução do salário mínimo real durante o período de 2002 a 2012, nota-se que o mesmo passou por um processo de recuperação de seu valor real perdido ao longo das décadas anteriores, pode-se ver que seus valores foram de 200,00 e 305,69 para os anos 2002 e 2012, respectivamente. Logo, ocorreu uma valorização 52,8% no salário real que é um dos principais determinantes dos níveis de emprego.

Para Dedecca (2006), a política de valorização do salário mínimo real, além de ter contribuído com a queda recente da desigualdade, tende a ter efeitos cumulativos sobre os níveis de renda. Significa dizer que a elevação do seu valor real tem grande potencial enquanto política de combate à desigualdade.

Seguindo a tendência da economia brasileira, no mesmo período, na Tabela 1, os Estados do Nordeste também apresentaram uma diminuição na desigualdade de renda, com exceção para o Maranhão. O Ceará apresentou uma queda na desigualdade de 0.61 para 0.52 no período analisado, o que representou um decréscimo de 0.147 pontos, ou seja, uma redução de 14.7%.

Gráfico 1 - Evolução do Salário Mínimo Real: 2002-2012



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da IPEA/ ano base 2002-IPCA.

Note que com as informações na Tabela 1, nem todos os Estados sofreram uma queda ininterrupta na desigualdade de renda medida pelo Gini no período estudado. Os Estados Alagoas, Pernambuco e Ceará, nessa ordem, apresentaram as maiores reduções de desigualdade. Em linhas gerais, quando se analisa a variação da desigualdade no período, nota-se que o único Estado que, desde 2001, apresentou um aumento na desigualdade foi o Maranhão, com 7.1%.

A simultaneidade dessa redução sugere que o aumento do salário mínimo teria contribuído para a redução das desigualdades de rendimento. Desta forma dado que a desigualdade de renda existente entre as regiões brasileiras é um problema recorrente. Constitui-se importante campo de pesquisa o entendimento dos efeitos do salário mínimo sobre os diferentes setores da economia e as diversas categorias de empregados.

Tabela 01 – Índice de Gini para os Estados da Região Nordeste: 2001-2012

Ano	Brasil	Maranhão	Piauí	Ceará	RGN	Paraíba	Pernambuco	Alagoas	Bahia	Sergipe
2001	0.572	0.571	0.596	0.609	0.581	0.593	0.616	0.604	0.593	0.570
2002	0.570	0.566	0.620	0.588	0.581	0.599	0.608	0.602	0.591	0.556
2003	0.559	0.576	0.601	0.567	0.562	0.567	0.588	0.606	0.590	0.577
2004	0.553	0.608	0.588	0.574	0.569	0.591	0.606	0.572	0.555	0.559
2005	0.548	0.519	0.589	0.577	0.595	0.578	0.585	0.564	0.553	0.553
2006	0.544	0.596	0.599	0.546	0.557	0.562	0.580	0.624	0.556	0.558
2007	0.540	0.555	0.593	0.547	0.559	0.595	0.558	0.607	0.552	0.539
2008	0.529	0.520	0.572	0.537	0.550	0.583	0.564	0.579	0.558	0.536
2009	0.533	0.537	0.554	0.542	0.557	0.588	0.551	0.569	0.555	0.573
2011	0.518	0.541	0.507	0.537	0.559	0.536	0.525	0.522	0.553	0.556
2012	0.511	0.611	0.541	0.520	0.525	0.524	0.501	0.491	0.541	0.537
Diferença (2001-2012)	0.107	-0.071	0.093	0.147	0.096	0.116	0.186	0.188	0.088	0.058

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da PNAD.

Nota: A PNAD não foi realizada no ano 2010.

3 REVISÃO DA LITERATURA

Neste artigo, opta-se por analisar alguns estudos sobre os impactos distributivos do salário mínimo e características individuais.

3.1 Os Impactos Distributivos do Salário Mínimo

No Brasil, o debate sobre os efeitos do mínimo sobre a desigualdade ganhou eficácia com o artigo de Macedo e Garcia (1978), no qual os autores contestaram a importância do salário mínimo na determinação dos salários dos trabalhadores não qualificados. Tal artigo desencadeou uma série de trabalhos que investigavam a importância do mínimo sobre a distribuição de salários. Hoffmann (1998) investigou a influência do salário mínimo sobre a pobreza e a desigualdade no Brasil, entre os anos de 1979 e 1997. Ajustando equações para captar o efeito do salário mínimo, o autor encontrou que aumentos no salário mínimo contribuem para reduzir a desigualdade.

Fajnzylber (2001) por sua vez, utilizou *dummies* para cada faixa de salários em suas regressões a fim de captar esses efeitos diferenciados e investiga os efeitos do SM sobre os rendimentos e o emprego dos trabalhadores, por meio dos dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE no período de 1982 a 1997. O autor utilizou a metodologia desenvolvida por Neumark, Schweitzer e Wascher (2000) e estimou a variação percentual dos ganhos de um indivíduo como função da variação percentual do salário mínimo e da variação percentual do salário mínimo defasado em um ano, além de alguns controles. Os resultados revelaram efeitos significativos do SM sobre os rendimentos individuais em toda a distribuição de renda dos trabalhadores formais e informais. As elasticidades obtidas são próximas de um para aqueles com remuneração próxima do mínimo e caem na medida em que os rendimentos ficam maiores. Esses efeitos tendem a serem maiores no curto prazo, para homens, para chefes de famílias e valem tanto para os trabalhadores do setor formal como para os do setor informal.

Na mesma perspectiva, Firpo e Reis (2006) analisaram o papel do aumento do salário mínimo (SM) na redução da desigualdade dos rendimentos do trabalho principal de 2001 a 2005. Obtém a contribuição do salário mínimo para a desigualdade pela diferença entre o indicador de desigualdade medido por meio da distribuição ressaltada e o indicador calculado via distribuição contrafactual dos rendimentos. Os resultados identificam que o salário mínimo teria contribuído como 36% da redução do índice de Gini no período de 2001 a 2005.

Ao estudarem como seria a distribuição salarial em 1988 se o salário mínimo fosse o mesmo que em 1981, Menezes Filho e Rodrigues (2009) utilizaram a metodologia proposta por DiNardo *et al.* (1996). Consideraram cinco fatores explicativos da distribuição salarial: variações do salário mínimo real; mudança no grau de sindicalização; mudanças no nível de escolaridade dos trabalhadores; modificações na distribuição das características individuais, menos o nível de sindicalização e de escolaridade; e mudanças residuais. Concluíram que há efeitos importantes do mínimo sobre a desigualdade brasileira.

Já, Neder e Ribeiro (2010) investigaram a contribuição do salário mínimo para o procedimento de desconcentração dos rendimentos do trabalho no intervalo de 2002 a 2008, utilizaram a metodologia proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), com alguns ajustamentos. As variáveis causais consideradas no estudo foram o SM, o grau de formalidade e os atributos pessoais. Os efeitos das simulações para trabalhadores do gênero feminino e masculino assinalaram que o salário mínimo teve impacto equalizador em ambos os casos, contudo o impacto referente às mulheres é mais acentuado.

Ao comparar as regiões nordeste e sudeste do Brasil, Duarte *et al.* (2003), faz exercícios contrafactuais entre essas regiões. Utilizam método semiparamétrico, seguindo DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e valem-se de dados da PNAD de 1999. Construíram densidades contrafactuais, reponderando a distribuição da Nordeste/Ceará

pelo perfil de escolaridade Sudeste/São Paulo. Encontram que entre 12% e 36% do diferencial de renda é explicado pelo diferencial de escolaridade; a reponderação pela escolaridade aumentou renda média nos contrafactuais em cerca de 55% a; a renda do contrafactual do Nordeste equivale a 93% da renda média brasileira.

3.2 Desigualdade de renda e características individuais

Na economia, a discriminação é definida como tratamento desigual de iguais baseados em critérios irrelevantes para a atividade envolvida. Entre os diversos tipos de discriminação econômica a discriminação no mercado de trabalho é destaque na literatura. De fato, rendimentos desiguais podem ser reflexos de discriminação tanto incluso quanto fora do mercado de trabalho, no que tange as condições de acesso à educação e a outros recursos.

De acordo com Lam (1999), no Brasil, os negros, que têm pais menos educados, permanecem com um baixo nível educacional em virtude da forte correlação entre níveis educacionais dos pais e dos filhos. Logo é refletido no mercado de trabalho na forma de rendimentos inferiores para os negros.

Segundo Ramos e Vieira (2000) disparidades salariais, podem ser geradas por quatro grupos de fatores: forma de ressarcimento por postos de trabalho que tem diferenças como risco de acidente, insalubridade, mas ocupados por trabalhadores com idêntico potencial produtivo; heterogeneidade de trabalhadores como educação e experiência; segmentação no mercado entre trabalhadores igualmente produtivos sem base em critérios tangíveis, como posição geográfica; atributos não produtivos, discriminatórios, como raça e gênero.

Soares (2000) afirma que parte da discriminação sofrida pelos negros ocorre na inclusão e não na remuneração e ainda destaca que a disparidade salarial pode vir de três causas: qualificações desiguais, inserções no mercado de trabalho distintas ou diferencial de rendimentos puro. O autor mostra que uma vez estimada a decomposição de Oaxaca-Blinder usando controles para a ocupação, o poder explicativo

da discriminação diminui sensivelmente tanto para negros quanto para negras, usando como referência os homens brancos.

Já Cambota (2005) analisou a discriminação salarial por raça e gênero dentro das densidades das distribuições de rendimento dos setores de atividade, comparando as regiões Nordeste e Sudeste. A autora utilizou os dados da PNAD 2002 e uma metodologia semi-paramétrica e outra paramétrica. Concluiu que existe discriminação contra mulheres e negros no mercado de trabalho nas regiões, e que esta é maior contra mulheres.

Como destaca Cacciamali e Hirata (2005), a discriminação existe quando pessoas com atributos iguais, exceto pela sua raça e gênero, são remuneradas de forma diferente, tendo em vista apenas estes atributos não produtivos. Se não houvesse discriminação, pessoas com as mesmas características produtivos, independente de raça ou gênero, teriam salários similares.

Recentemente, Souza *et al.* (2013) analisaram para o Brasil e regiões, a partir dos dados das PNADs de 2001 e 2011 quanto da desigualdade de renda entre os grupos de raça e gênero é explanada pela discriminação e quanto pela diferença de habilidades dos trabalhadores. Utilizaram a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) e de Machado e Mata (2005) que leva em consideração o resultado por quantil, a partir de regressões quantílicas. Concluíram que a discriminação é o que explica a diferença salarial entre gêneros; diferenças de atributos produtivas é a principal causa da diferença salarial entre as raças; há diferentes padrões regionais e por quantis da discriminação.

Bourguignon *et al.* (2002) por meio de uma extensão de Oaxaca-Blinder (1973) analisam as diferenças entre a distribuições de renda do Brasil, EUA e México, essa metodologia consiste na simulação de distribuições contrafactuais construídas a partir da substituição dos valores originais dos parâmetros da distribuição outro país. Mede o efeito na distribuição de renda de um país caso algum atributo dos indivíduos, identificada por um parâmetro da distribuição de renda,

seja igualada a de outro país. Concluem que a desigualdade de dotação de capital humano e transferências explicam cerca de 2/3 da diferença de desigualdade entre o Brasil e o EUA.

4 METODOLOGIA

Nesta seção é apresentado um modelo semiparamétrico proposto em Dinardo, Fortin e Lemieux (1996) para construir funções de densidade contrafactuais, e encontrar os efeitos das mudanças no grau de formalidade do mercado de trabalho, atributos pessoais e os efeitos das mudanças do SM.

O método de densidade contrafactuais compreende duas etapas: a primeira, paramétrica, que se resume à construção de funções de reponderação, e a segunda, não paramétrica, que consiste na estimação, *Kernel*, esta abordagem permite que os dados falem por si na estimativa da função densidade ao invés de supor, como é o caso do método paramétrico, uma determinada distribuição e, por meio de uma amostra, estimar os parâmetros desta distribuição, conforme proposto por Rosenblatt (1956) e Parzen (1962).

4.1 Estimador Kernel

De modo semelhante ao histograma, o estimador *Kernel* considera a divisão dos dados em intervalos de classes, e a cada intervalo é associado o número de observações que pertence aos respectivos intervalos. Este método difere do histograma na medida em que os intervalos são superpostos e as observações são ponderadas de acordo com sua distância em relação ao ponto médio do intervalo. Fatores que contribuíram para esta ampla utilização são a simplicidade e as boas propriedades e desde então conhecido como estimadores Rosenblatt-Parzen, também chamado estimador núcleo e denotado por $f(X)$.

Seja $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ uma amostra aleatória de tamanho n , independente e identicamente distribuída retirada de uma distribuição

de probabilidade com função de densidade $f(X)$. O núcleo da densidade $\hat{f}(x)$ de uma densidade univariada $f(X)$, baseada numa amostra aleatória $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ de tamanho n , é definido, de acordo com Rosenblatt (1956) e Parzen (1962).

Outro procedimento empírico crucial é a estimação das funções de densidade Kernel. As funções de densidade Kernel com ponderação, em especial o método intitulado “Adaptive kernel density estimation”, e o comando denominado *akdensity* foram utilizados nas estimativas nesse. Esse método propicia melhores resultados para distribuições multimodais com *bandwidth* variável. A função de densidade Kernel é expressa por meio da seguinte equação:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (1)$$

Sendo que: $K(\cdot)$: é uma função simétrica chamada *Kernel*, satisfazendo as seguintes propriedades:

$\int_{-\infty}^{\infty} K(t) dt = 1$, $\int_{-\infty}^{\infty} tK(t) dt = 0$ e $\int_{-\infty}^{\infty} t^2 K(t) dt = k \neq 0$. Quando $K(\cdot)$ for uma função não negativa ela será uma função densidade de probabilidade, o que implica que $\hat{f}(x)$ será também uma função densidade de probabilidade; h : é a largura dos intervalos de classes também conhecida como parâmetro de suavização.

No caso das funções de densidade Kernel estimadas para os anos de 2002 e 2012, utilizou-se os pesos da PNAD, porém normalizados para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a um. Em relação às funções de densidade contrafactuais, os pesos são obtidos por meio do produto dos pesos de amostragem da PNAD e os pesos obtidos pela metodologia de reponderação. Mais uma vez, esse produto foi normalizado para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a um. Os valores das funções de densidade Kernel foram estimados em 1000 pontos da variável x , que corresponde ao logaritmo natural do rendimento mensal do trabalho principal.

O Índice de Theil, por sua vez, é calculado por meio das funções de densidade Kernel estimadas e envolve as seguintes etapas: 1) retorna-se ao valor do rendimento do trabalho em cada ponto da abscissa x utilizado na estimativa das funções de densidade por meio da expressão $v = \exp(x)$, onde x é o logaritmo natural do rendimento do trabalho; 2) estima-se a função densidade de v ($f(v)$) que é igual a $f(x) / v$; 3), calcula-se o valor estimado da média de v pela expressão $\mu_v = \int_{-\infty}^{v_{\max}} v f(v) dv$. Em resumo, o índice de Theil é igual a $\int_{-\infty}^{v_{\max}} \frac{v}{\mu_v} \ln\left(\frac{v}{\mu_v}\right) dv$.

Por outro lado, o cálculo do Índice de Gini exigiu um procedimento mais complexo. Inicialmente estima-se a função de distribuição cumulativa de v a partir da integração de sua função densidade. Em seguida, calcula-se a curva de Lorenz a partir da expressão

$$L(p) = \frac{\int_0^p Q(q) dq}{\int_0^1 Q(q) dq} = \frac{1}{\mu} \int_0^p Q(q) dq$$

onde Q é a função quantílica e p

é a proporção acumulada da população. Por último, o Índice de Gini é dado pela expressão

$$G = 2 \int_0^1 (p - L(p)) dp$$

Os núcleos mais utilizados são o uniforme, o gaussiano e o de Epanechnikov, sendo que a sua escolha é uma decisão *ad hoc* do pesquisador, que deve levar em conta a natureza da variável, cuja densidade está sendo estimada. No presente trabalho, acompanhando as sugestões de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e Butcher e DiNardo (1998), adota-se o núcleo gaussiano e trabalha-se com o logaritmo da renda do trabalho para reduzir o problema de assimetria.

A estimação de densidades contrafactuais é realizada conforme proposto por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), onde se escolhe funções de reponderação da amostra. Pode-se considerar que cada observação da amostra é um vetor (w, z) , onde w representa os salários (uma variável contínua) e z , os atributos de cada indivíduo.

A densidade de salários em um ponto do tempo $f_t(w)$ pode ser escrita como a integral da densidade de salários condicionada a um conjunto de atributos individuais e ao tempo t_w , sendo expressa como $f(w|z, t_w; m_t)$, sobre a distribuição de atributos individuais $F(z|t_z)$ na data t_z :

$$\begin{aligned} f_t(w) &= \int_{z \in \Omega_z} dF(w, z | t_w, z = t; m_t) = \int_{z \in \Omega_z} f(w|z, t_w = t; m_t) dF(z|t_z = t) \quad (2) \\ &= f(w; t_w = t, t_z = t, m_t) \end{aligned}$$

Em que: Ω_z é o domínio de definição dos atributos individuais.

Conforme DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), para a estimação das funções de densidade contrafactuais, é necessária a combinação de diferentes períodos do tempo. A última linha da equação (2) tem como finalidade completar essas condições ao introduzir a notação que leva em conta essa combinação. Por exemplo, $f(w; t_w = 2002, t_z = 2002, m_{2002})$ é a função densidade efetiva de

salários em 2002; $f(w, t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002})$ é a função densidade (contrafactual) que prevaleceria em 2002 se a distribuição dos atributos individuais fosse a mesma de 2012.

No intuito de estimar a função de densidade contrafactual anterior, considera-se a hipótese de que a estrutura de salários de 2002 (representada por $f(w; z, t_w = 2002, m_{2002})$) não depende da distribuição de atributos. Nesse caso, a densidade hipotética $f(w, t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002})$ é:

$$\begin{aligned} f(w, t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002}) &= \\ &= \int f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) dF(z|t_z = 2012) = \\ &= f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_z(z) dF(z|t_z = 2002) \end{aligned} \quad (3)$$

A equação (3) define a densidade de renda do trabalho de 2002, que prevaleceria se as condições fossem similares às de 2012 e,

conforme pode ser observado, é idêntica à definição em (2), exceto pela função de reponderação. Na verdade, o problema de estimação da função de densidade contrafactual desejada fica reduzido ao cálculo de ponderações apropriadas. Logo, estima-se as funções de densidade contrafatuais usando o método de estimadores de núcleo ponderados, onde usa-se um novo ponderador que contém uma estimativa para ψ_z .

Sendo que ψ_z é uma função de reponderação definida por:

$$\psi_z(z) = \frac{dF(z|t_z = 2012)}{dF(z|t_z = 2002)} \quad (4)$$

e

$$\hat{f}(w; t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002}) = \sum_{i \in S_{2002}} \frac{\hat{\theta}_i}{h} \hat{\psi}_z(Z_i) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right) \quad (5)$$

O termo h é o parâmetro que regula o grau de suavidade de uma densidade *Kernel*. Esse parâmetro é denominado de janela ou *bandwidth*.

A diferença entre a função densidade efetiva de 2002 e a função densidade hipotética corresponde ao efeito das mudanças na distribuição dos atributos dos trabalhadores. Em seguida, detalha-se a metodologia utilizada na identificação da contribuição de cada fator (salário mínimo, grau de formalidade e atributos) nos indicadores de desigualdade.

4.2 Efeitos das mudanças no grau de formalidade do mercado de trabalho e outros atributos

Os atributos individuais z consiste do status de formalização da ocupação u (representado por uma variável *dummy*) e um vetor x de atributos que inclui experiência¹, escolaridade, raça, formal, região e área censitária. Em uma linguagem algébrica, a distribuição dos atributos $F(z | t_z = t)$ é igual ao produto de $F(u | x, t_{u|x} = t)$ e $F(x | t_x = t)$.

A função densidade dos salários em 2002 é definida a partir da

¹ A variável experiência corresponde à diferença entre a idade do trabalhador e a idade em que esse trabalhador começou a trabalhar.

equação (2). Ou seja, essa equação corresponde a:

$$f(w; t_w = 2002, t_{u|x} = 2002, t_x = 2002, m_{2002}) = \iint f(w|u, x, t_w = 2002; m_{2002}) dF(u|x, t_{u|x} = 2002) dF(x|t_x = 2002) \quad (6)$$

O primeiro passo na estimação da função densidade hipotética corresponde à construção da função densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se os graus de formalidade e informalidade, mas não os outros atributos, tivessem o mesmo nível de 2012. A partir desse objetivo, introduz-se uma hipótese adicional em que a função densidade condicional $f(w|u, x, t_w; m_t)$ não depende do grau de formalidade e informalidade. Assim, calcula-se a função densidade que prevaleceria em 2002 se os graus de formalidade e informalidade fossem os mesmos registrados no ano de 2012, embora os demais atributos permanecessem nos níveis de 2002. Essa função é na verdade uma versão re-ponderada da função densidade de 2002:

$$f(w, t_w = 2002, t_{u/x} = 2012, t_x = 2002, m_{2002}) \quad (7)$$

$$\iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) dF(u|x, t_{u/x} = 2012) dF(x|t_x = 2002)$$

$$\iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_z(u, x) dF(x|t_{u/x} = 2002) dF(x|t_x = 2002)$$

O termo $\psi_{u/x}(u, x)$ é uma função re-ponderada e definida como:

$$\psi_{u/x}(u, x) = dF(u|x, t_x = 2012) / dF(u|x, t_x = 2002) = \quad (8)$$

$$u \frac{Pr(u = 1|x, t_{u|x} = 2012)}{Pr(u = 1|x, t_{u|x} = 2002)} + [1 - u] \frac{Pr(u = 0|x, t_{u|x} = 2012)}{Pr(u = 0|x, t_{u|x} = 2002)}$$

A última parte da equação (8) é obtida e considera

que o status de formalidade u toma somente os valores de zero (setor informal) e 1 (setor formal), e portanto, $dH(u|x, t_{u|x}) = u \Pr(u = 1 | x, t_{u|x}) + [1 - u] \Pr(u = 0 | x, t_{u|x})$.

A função de re-ponderação $\psi_{u|x}(u, x)$ pode ser estimada por meio da razão entre as probabilidades condicionais $\Pr(u = 1 | x, t_{u|x})$ estimadas para $t_{u|x} = 2012$ e 2002 para as observações que fazem parte do setor formal e por meio da razão entre as probabilidades condicionais $\Pr(u = 0 | x, t_{u|x})$ estimadas para $t_{u|x} = 2012$ e 2002. O modelo padrão para estimar essa probabilidade é o modelo *probit*, qual seja:

$$\Pr(u = 1 | x, t_{u|x} = t) = \Pr(\varepsilon > -\beta'_t H(x)) = 1 - \Phi(-\beta'_t H(x)) \quad (9)$$

Em que $\Phi(\cdot)$ é a distribuição normal cumulativa e $H(x)$ é um vetor de variáveis independentes, que é uma função de \mathbf{x} (o vetor de atributos individuais) e pode ser tratado como um polinômio de baixa ordem em \mathbf{x} .

Para levar em consideração a influência dos demais atributos (vetor \mathbf{x}), considera-se a densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se a distribuição de u e \mathbf{x} fossem as mesmas de 2012:

$$f(w, t_w = 2002, t_{u/x} = 2012, t_x = 2012, m_{2002}) \quad (10)$$

$$\iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) dF(u|x, t_{u/x} = 2012) dF(x|t_x = 2012)$$

$$\iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_x(u, x) dF(x|t_{u/x} = 2002) dF(x|t_x = 2002)$$

Em que $\psi_x(x) = dF(x|t_x = 2012)/dF(x|t_x = 2002)$. Aplicando

a regra de Bayes, esta relação pode ser escrita como:

$$\psi_x(x) = \frac{\Pr(t_x = 2012|x) \Pr(t_x = 2002)}{\Pr(t_x = 2002|x) \Pr(t_x = 2012)} \quad (11)$$

A probabilidade condicional de estar no período t , dados os atributos individuais \mathbf{x} , pode ser estimada por meio de um modelo probit tal como definido abaixo:

$$\Pr(t_x = t | x) = \Pr(\varepsilon > -\beta'_i H(x)) = 1 - \Phi(-\beta'_i H(x)) \quad (12)$$

As probabilidades não condicionais $\Pr(t_x = 2002)$ e $\Pr(t_x = 2012)$ podem ser facilmente calculadas como o número total de observações de cada ano em relação ao número total de observações para os dois. Nesses cálculos utilizam-se os pesos de amostragem para pessoas, disponíveis nas PNADs.

4.3 Efeitos das mudanças no SM

Para construir a função densidade contrafactual em 2002, sob a hipótese de vigência do SM em seu nível mais elevado de 2012, seleciona-se parte da função de densidade de 2002 acima do SM de 2012 e parte da função densidade de 2012 que corresponde ao valor exato do SM em 2012, bem como os valores inferiores a esse valor.

Outro procedimento adotado é que se pré-multiplique a função densidade de 2012 por uma função de reponderação $\psi_w(z, m_{2012})$ para assegurar que a integral definida total da função obtida seja igual a 1. Em linguagem algébrica, essas operações correspondem à equação abaixo:

$$f(w|z, t_w = 2002, m_{2012}) = I(w \leq m_{2012})\psi_z(z, m_{2012})f(w|t_w = 2012, m_{2012}) \quad (13)$$

$$+ [1 - I(w \leq m_{2012})]f(w|z, t_w = 2002, m_{2002})$$

Em que:

$$\psi_z(z, m_{2012}) = \frac{\Pr(w \leq m_{2012} | z, t_w = 2002)}{\Pr(w \leq m_{2012} | z, t_w = 2008)} \quad (14)$$

Para obter o efeito do SM sobre a distribuição total de salários em 2002, integra-se a densidade condicional na equação (13) sobre a densidade de atributos:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 2002; t_z = 2002; m_{2012}) &= \\ & \int (w|z, t_w = 2002, m_{2012}) dF(z|t_z = 2002) = \\ & \int I(w \leq m_{2012}) \psi_w(z, m_{2012}) f(w|t_w = 2012, m_{2012}) dF(z|t_z = 2002) + \\ & [1 - I(w \leq m_{2012})] f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) dF(z|t_z = 2002) \\ & \int I(w \leq m_{2012}) \psi_w(z, m_{2012}) f(w|t_w = 2012, m_{2012}) \psi_z(z)^{-1} dF(z|t_z = 2012) + \\ & [1 - I(w \leq m_{2012})] f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) dF(z|t_z = 2002) \end{aligned} \quad (15)$$

O termo $\psi_w(z, m_{2012})$ é definido na equação (14) e o termo $\psi_z(z)^{-1}$ segue definido abaixo:

$$\psi_z(z)^{-1} = \frac{\Pr(t_w = 2002 | z, w \leq m_{2012})}{\Pr(t_w = 2012 | z, w \leq m_{2012})} \cdot \frac{\Pr(t_w = 2012)}{\Pr(t_w = 2002)} \quad (16)$$

O cálculo da probabilidade de estar na data t , dados certos atributos individuais z e um salário abaixo do SM de 2012, é obtido por meio do modelo *probit* assim definido:

$$\Pr(t_w = t | z, w \leq m_{2012}) = \Pr(\varepsilon > -\beta' H(z)) = 1 - \phi(-\beta'(H(z))) \quad (17)$$

4.4 Teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S)

O teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S), verifica se duas amostras foram extraídas da mesma população, sendo extraídas da mesma, é de se esperar que suas distribuições de probabilidade sejam bastantes próximas uma da outra. pode ser utilizado para avaliar as hipóteses: H_0 : Os dados seguem uma distribuição normal. e H_1 : Os dados não seguem uma distribuição normal.

A estatística do teste de K-S é definida como $D = \text{Max} |F_{n1}(X) - F_{n2}(X)|$. Esta estatística mede a máxima distância entre as duas distribuições em termos absolutos. No caso em que a estatística D é maior do que o valor crítico do teste para um determinado nível de significância rejeita-se a hipótese nula de que as amostras advêm da mesma distribuição de probabilidade. Logo, o teste K-S pode ser empregado para verificar se as verdadeiras distribuições de salários e suas contrafactuais são diferentes.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Os dados utilizados nesse trabalho foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Abaixo segue o quadro 01, completo das variáveis analisadas:

Quadro 01 – Descrição das Variáveis para o Estado do Ceará

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO
<i>Renda do trabalho principal</i>	Variável do rendimento mensal do trabalho principal para pessoas de 10 anos ou mais. Número de horas trabalhadas por semana nesse trabalho. Em seguida denomina-se variável “remuhorar” representa remuneração por hora.
<i>Ano2</i>	Variável binária que assume valor unitário quando o ano for 2002 e valor nulo se o ano for 2012
<i>Educação</i>	Assume valores de 0 a 15. O valor nulo mostra que o indivíduo não completou o primeiro ano de escolaridade. Os valores de 1 a 14 mostram o número de anos de educação completos do indivíduo. O valor 15 significa que o indivíduo possui 15 ou mais anos de escolaridade.
<i>Formal</i>	Variável binária que representa a filiação do trabalhador a alguma entidade sindical; assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário
<i>Gênero</i>	Variável binária que assume valor unitário para mulheres e nulo para homens.
<i>Exp</i>	Experiência potencial (Idade – anos de estudo).
<i>Exp2</i>	Experiência potencial ao quadrado.
<i>Raça</i>	Variável binária que toma valor unitário para trabalhadores de raça branca e valor nulo em caso contrário.
<i>Idade</i>	Varia de 18 a 59 de acordo com os anos completos de idade do indivíduo. Para mostrar que o logaritmo natural dos salários não varia linearmente à idade, a variável idade2 também é utilizada.
<i>Sind</i>	Variável binária que representa a filiação do trabalhador a alguma entidade sindical. Assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário.
<i>Ocupação</i>	<i>Dummies</i> de ocupação (empregados sem carteira de trabalho assinada, conta própria, empregadores) e empregados com carteira de trabalho assinada é a base de comparação. Por possuírem uma dinâmica salarial diferente, os servidores públicos, civis ou militares, foram excluídos da amostra.
<i>Setor de atividade</i>	<i>Dummies</i> de setor de atividade (indústria de transformação, construção civil, comércio e serviços, administração pública, educação saúde e cultura, serviços domésticos) e agricultura é à base de comparação.
<i>Urbano</i>	Variável binária que toma valor unitário para área rural e valor nulo caso contrário

Fonte: Elaboração dos autores.

Na tabela 1, a seguir, têm-se os resultados da decomposição dos indicadores calculadas a partir dos valores que constam efetivamente nas PNADs no período estudado. Os fatores de decomposição são o SM real, mercado formal, considera-se os trabalhadores que pertencem carteira de trabalho assinada e atributos pessoais.

Ademais, tem-se os valores dos indicadores de desigualdade estimados para as funções de densidade contrafactuais do ano de 2002. Primeiramente, essa função contrafactual é construída para o valor real do salário mínimo de 2012 (2002cf), em seguida estima-se essa função a partir da manutenção das características de formalidade de 2012 sobrepostas à distribuição contrafactual anterior (2002cfFormal). Por último, na estimação da função densidade hipotética do ano de 2002, utilizam-se os atributos individuais de 2012 sobrepostos às distribuições contrafactuais anteriores (2002cfAtributo). Após a estimação de cada função densidade contrafactual, calculam-se os indicadores de desigualdade.

A construção da quinta coluna da Tabela 1 por meio dos cálculos das medidas de desigualdade de renda (índices de Theil e de Gini) a partir das funções de densidade Kernel efetivas estimadas em 2002 e 2012. Os valores da diferença (dif) dos resíduos são obtidos a partir da diferença entre o indicador de concentração dos rendimentos correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores e o valor real de 2012.

Os valores do salário mínimo são obtidos a partir da diferença entre o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade efetiva em 2002 e o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual do salário SM e o valor real de 2012 no ano de 2002.

A linha do mercado formal corresponde à diferença entre o valor do indicador de concentração de rendimentos correspondente à função densidade contrafactual do SM e o valor do indicador de desigualdade para a função densidade contrafactual do grau de formalização. Caso,

o valor dessa diferença é negativo significa que o efeito sobreposto das condições de formalização do mercado de trabalho é redistributivo.

Já a última linha, atributos, encontram-se os valores das diferenças entre o indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual do grau de formalização e o indicador de concentração dos rendimentos correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores.

Os valores positivos da coluna dif devem ser interpretados como efeitos desconcentradores, enquanto que valores negativos referem-se a efeitos concentradores dos fatores. Ou seja, caso se verifique que o resultado dessa diferença tem valor negativo, observa-se que a elevação do SM real quando sobreposta à distribuição de salários de 2002, causaria efeito equalizador sobre essa distribuição de rendimentos.

A Tabela 1 contém os indicadores de desigualdade estimados para trabalhadores do gênero masculino e feminino. No caso das pessoas do sexo feminino, o índice de Theil se reduziu em 0,1383 entre 2002 e 2012. Desse total, 0,2494 pode ser atribuído ao salário mínimo, 0,0930 se deve ao grau de formalização e 0,0721 aos atributos.

Tabela 1 - Resultados da decomposição de índices de distribuição de renda pelo método DFL para todos para todos os trabalhadores do gênero masculino ou feminino - 2002 e 2012

Ano	Índice	Fator	Mulheres			Homens		
			Valor	dif	%	valor	dif	%
2002	Theil		0,6245	0,1383		0,5569	0,1708	
2012	Theil	Resíduo	0,4862	-0,2762	-199,79	0,3861	-0,1460	-85,46
2002cf	Theil	Salário mínimo	0,3751	0,2494	180,40	0,3083	0,2486	145,53
2002cfFormal	Theil	Formal	0,2821	0,0930	67,26	0,2730	0,0353	20,65
2002cfAtributos	Theil	Atributos	0,2100	0,0721	52,14	0,2401	0,0329	19,28
2002	Gini		0,5163	0,0497	35,93	0,5146	0,0829	48,53
2012	Gini	Resíduo	0,4666	-0,1698	-122,83	0,4317	-0,1020	-59,69
2002cfminimo	Gini	Salário mínimo	0,3965	0,1198	86,65	0,3719	0,1428	83,57
2002cfFormal	Gini	Formal	0,3450	0,0515	37,25	0,3550	0,0169	9,90
2002cfAtributos	Gini	Atributos	0,2968	0,0482	34,86	0,3298	0,0252	14,75

Fonte: Elaborado pelos autores

Assim, na construção da função densidade hipotética, considera-se os efeitos da elevação do valor real do salário mínimo, do grau de formalização e dos atributos sobre os indicadores de desigualdade dos rendimentos do trabalho em 2002. Constata-se que ambos teriam efeitos desconcentradores, ou seja, reduziriam o grau de concentração dos rendimentos. O resíduo da decomposição do indicador da desigualdade corresponde a -0,0351.

Focalizando a contribuição desses fatores para a variação total do índice de Theil em termos relativos, pode-se observar que o salário mínimo, o grau de formalidade, os atributos e o resíduo contribuíram respectivamente com 180,4%, 67,26% e 52,14% dessa variação. Ou seja, ambos tiveram impactos desconcentradores. Esse exercício de decomposição refeito para o índice de Gini revela resultados semelhantes aos encontrados na decomposição do índice de Theil.

O elevado valor relativo do resíduo da decomposição se deve ao fato de que não utilizamos fatores de variação na oferta e demanda do trabalho. Esses fatores, no trabalho de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), tiveram uma contribuição relativa da ordem de 30%, enquanto os resíduos assumiram um valor equivalente a tal contribuição. Cabe lembrar que os resíduos contemplam fatores desconhecidos que certamente estão afetando a distribuição dos rendimentos, mas o seu valor elevado não invalida os valores relativos estimados para os três fatores considerados.

Por outro lado, os indicadores de desigualdade estimados para as mulheres sinalizam uma queda na dispersão dos rendimentos. A título de exemplo, o índice de Theil variou de 0,56 em 2002 para 0,39 em 2012. As decomposições revelam também um impacto maior do salário mínimo para pessoas do gênero feminino. A decomposição do índice de Gini calculado para homens revelou o mesmo impacto dos fatores, embora o efeito do salário mínimo seja menos elevado, do grau de formalidade e os atributos maiores em termos absolutos, quando comparados com os resultados do índice de Theil.

Em relação ao teste K-S que pode ser empregado para verificar se as verdadeiras distribuições de salários e suas contrafactuais são

diferentes. O teste comprovou que as densidades originais se alteraram por uma mudança no salário mínimo, o que reforça a importância do SM na redução da desigualdade, ou seja, o resultado do teste rejeitou ao nível de significância de 1% a hipótese de igualdade entre as densidades original de salário e sua contrafactual para o Estado do Ceará.

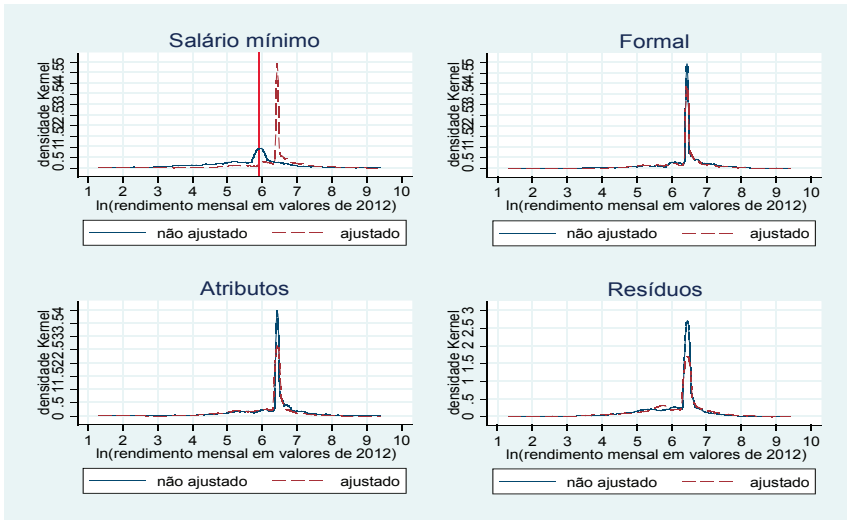
5.1 Análise gráfica para densidades

Os gráficos 1 e 2, a seguir, apresentam as funções de densidade contrafactuais estimadas para os trabalhadores do sexo feminino e do sexo masculino do Estado do Ceará, respectivamente. Esses gráficos permitem-se visualizar o quanto as distribuições de renda se aproximaram após a reponderação. Neles têm-se as distribuições anteriores ao efeito do fator contribuição (não ajustado- em linha contínua) e a função densidade contrafactual atribuída ao fator (ajustado- em linha tracejada). A diferença de áreas entre essas duas funções densidade corresponde ao efeito de contribuição de cada fator. As linhas verticais representam os valores do logaritmo natural do SM real e a linha vertical à esquerda compreende o valor correspondente ao ano de 2002, e a linha vertical à direita, valores correspondentes ao ano de 2012.

No gráfico 1, observa-se um acentuado rebaixamento das ordenadas da função densidade contrafactual do SM em valores abaixo do logaritmo natural do salário real de 2012, quando comparadas às mesmas ordenadas da função densidade efetiva observada em 2002. Significa que teve impacto redutor sobre a concentração de frequências para os trabalhadores que ganham menos do que um SM de 2012, enquanto no caso dos trabalhadores cujos rendimentos ultrapassam o valor do SM se verifica uma elevação menos acentuada.

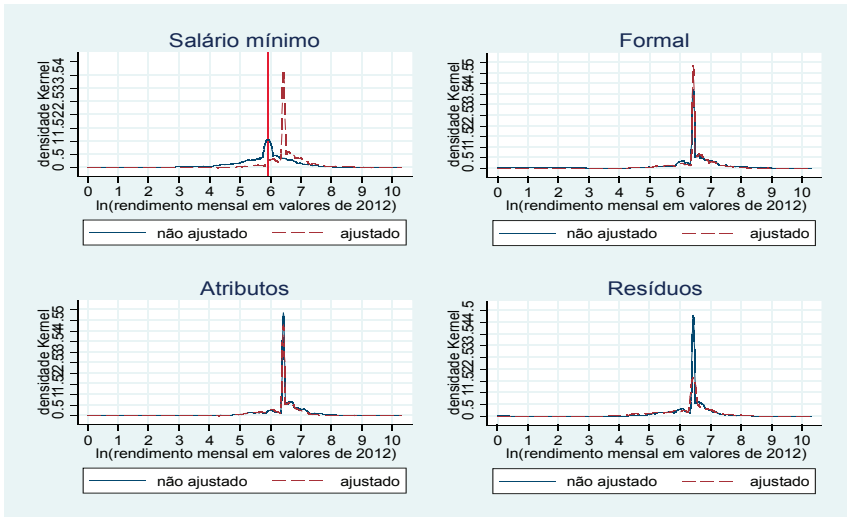
Desta forma, nota-se que o salário mínimo em 2012 teve valor real mais elevado em relação ao patamar de 2002, bem como os atributos em 2012. Logo, na construção da função densidade hipotética, considera-se os efeitos da elevação do valor real do salário mínimo, grau de formalização e dos atributos sobre os indicadores de desigualdade dos rendimentos do trabalho em 2002. Constata-se que ambos teriam efeitos desconcentradores, ou seja, reduziriam o grau de concentração dos rendimentos.

Gráfico 1 - Funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores do gênero Feminino- Estado do Ceará



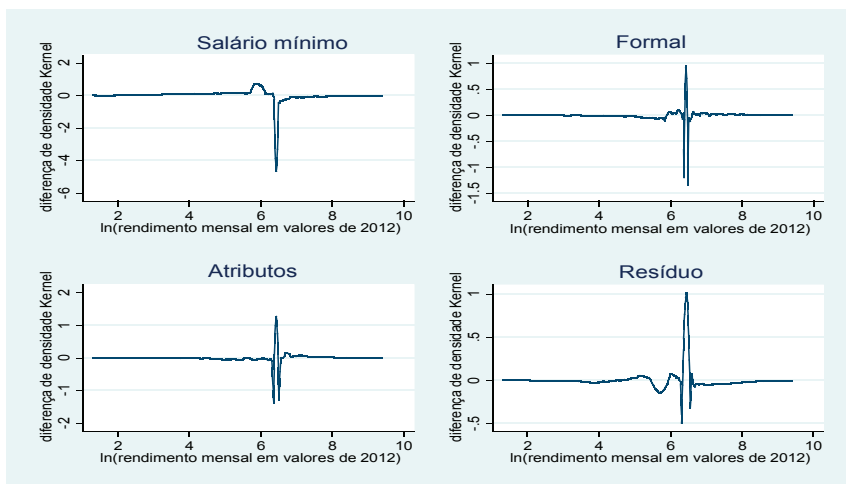
Fonte: Elaborado pelos autores

Gráfico 2 - Funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores do gênero Masculino- Estado do Ceará



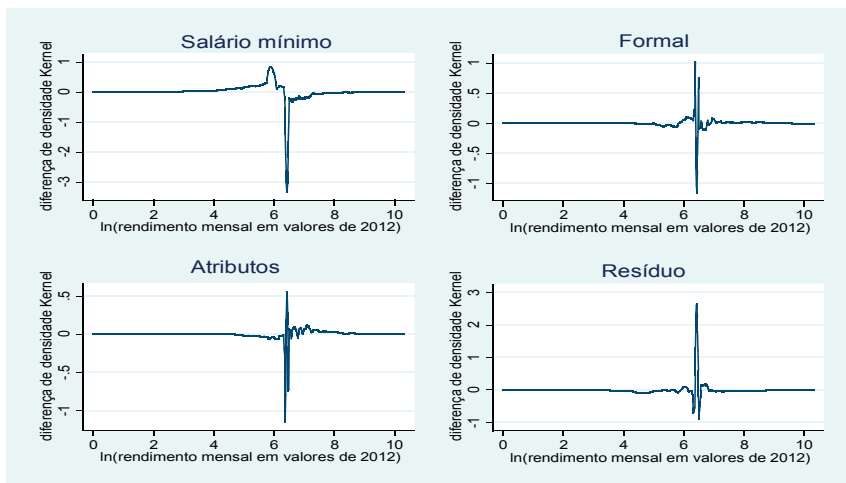
Fonte: Elaborado pelos autores.

Gráfico 3 - Diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, do gênero Feminino- Estado do Ceará



Fonte: Elaborado pelos autores

Gráfico 4 - Diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores do gênero masculino- Estado do Ceará



Fonte: Elaborado pelos autores

No gráfico 2, observa-se mais uma vez uma queda nos indicadores de desigualdade dos rendimentos de 2002 para 2012. Neste caso dos trabalhadores do sexo masculino, o salário mínimo tem um efeito desconcentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos.

Os valores das diferenças de ordenadas das funções densidade encontram-se nos gráficos 3 e 4. Verifica-se que a maior parte dos efeitos do SM é distribuída abaixo do valor do SM real de 2012. Em relação aos efeitos do grau de formalização, nota-se que as diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e se revelam presentes em toda a amplitude dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2012. Desta forma, o impacto do grau de formalização se mostra mais intenso sobre a região de distribuição de rendimentos próxima ao valor do SM de 2012.

Observa-se no gráfico 4 os efeitos das mudanças dos atributos individuais concentram-se sobretudo na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012. Verifica-se que a maior parte dos efeitos do SM é distribuída abaixo do valor do SM real de 2012. Nota-se que as diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e se revelam presentes em toda amplitude dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2012.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A metodologia de simulação, adaptada do estudo de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), foi aplicada para as diferentes categorias de empregados do gênero masculino e feminino do Estado do Ceará, tanto para a decomposição do índice de Theil como para a decomposição do índice de Gini. A decomposição do índice de Theil para os trabalhadores do sexo feminino revelou que a maior contribuição relativa correspondeu ao salário mínimo que, assim como o grau de formalização e os atributos pessoais, tiveram impactos desconcentradores sobre os rendimentos.

Idêntico exercício de decomposição, repetido para o índice de Gini, revelou resultados semelhantes.

No caso da decomposição do índice de Theil para os trabalhadores de gênero masculino, o salário mínimo tem um efeito desconcentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos promovem uma redução na desigualdade de renda. A decomposição do índice de Gini calculado também revelou o mesmo impacto dos fatores, embora o efeito do salário mínimo seja mais elevado e o do grau de formalidade menor em termos absolutos. Enfim, as decomposições revelaram que o salário mínimo, o grau de formalização e os atributos pessoais tiveram impactos desconcentradores para trabalhadores de ambos os sexos. Todavia, o efeito desconcentrador do salário mínimo para as mulheres é mais intenso na amostra.

Em suma, as simulações confirmam a importância do salário mínimo para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho no período 2002 a 2012 para os trabalhadores do Estado do Ceará. Dessa forma, pode-se inferir que a política de elevação gradual do salário mínimo real estabelecida no período de 2002 a 2012 não coincidiu com uma elevação do desemprego e, simultaneamente, permitiu uma redução na dispersão dos rendimentos do trabalho.

As simulações confirmam a importância do salário mínimo, como o grau de formalização e os atributos individuais para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho cearense no período 2002 a 2012. Logo promover políticas públicas focando essas variáveis casuais tem efeito importante para redução da desigualdade de renda tanto para as mulheres como para os homens.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARROS, R. P. et al. Determinantes da Queda na Desigualdade de Renda no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2010. (Texto para Discussão,1460).
- BLINDER, Alan S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, n. 4, 1973, p. 436-455.
- BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; LEITE, P. Beyond Oaxaca-blinder: accounting for differences in household income distributions across countries. 2002. Mimeo.
- BUTCHER, K. F.; DINARDO, J. The immigrant and native-born wage distributions: evidence from United States censuses. *NBER Working Paper Series 6630*, 1998.
- CACCIAMALI, M. C.; HIRATA, G. I. A Influência da Raça e do Gênero nas Oportunidades de Obtenção de Renda – Uma Análise da Discriminação em Mercados de Trabalho Distintos: Bahia e São Paulo. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v.35, n.4, out-dez. 2005, p.767- 795.
- CAMBOTA, Jaqueline Nogueira. Discriminação Salarial por Raça e Gênero no Mercado de Trabalho das Regiões Nordeste e Sudeste: Uma Aplicação de Simulações Contrafactuais e Regressão Quantílica. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 55f. , 2005.
- DEDECCA, Claudio Salvadori. A redução da desigualdade no Brasil: uma estratégia complexa. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. V. 1.
- DIEESE: Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos: Rotatividade e políticas públicas para o mercado de trabalho / Departamento Intersindical de Estatística Estudos Socioeconômicos.140 p.,São Paulo, 2014.
- DINARDO, J; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, v. 64, n. 5, Sept. 1996, p.

1001-1044.

DUARTE, A.; FERREIRA, P.; SALVATO, M. Disparidades Regionais ou Educacionais? Um Exercício Contrafactual, *Ensaios Econômicos da EPGE*, 532. 2003.

FAJNZYLBER, P. Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors. UFMG: Cedeplar, June 28, 2001 (Texto para Discussão, n. 151).

FIRPO, S.; REIS, M. C. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, P.B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: Ipea, v. 2, 2006, p. 499-506.

HOFFMANN, Rodolfo. Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, 1998, p. 299-315.

_____. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 1 (35), abr. 2009., p. 213-231.

LAM, David. *Generating Extreme Inequality: Schooling, Earnings, and Intergenerational Transmission of Human Capital in South Africa and Brazil*. University of Michigan, processed. 1999.

LEMIEUX, Thomas. Decomposing Changes in Wage Distributions: A Unified Approach, *The Canadian Journal of Economics*, 35, 2002, p. 646-688.

MACEDO, R. B.; GARCIA, M. E. Salário mínimo e taxa de salário no Brasil: comentário. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 3, n. 10, 1978. p. 1013-1044.

MENEZES FILHO, Naercio Aquino. Qualidade de educação. *Sociedade e Economia: estratégias de crescimento e desenvolvimento*. (Org. João Sicsú e Armando Castelar). Cap.20, Brasília, 2009, p.201.

NEDER, H. D.; RIBEIRO, R. Os Efeitos Distributivos do Salário Mínimo no Mercado de Trabalho Brasileiro no período 2002-

2008: Enfoque a partir de distribuições contrafactuais. Pesquisa e Planejamento Econômico (Rio de Janeiro), v. 40, 2010, p. 4.

NEUMARK, D.; SCHWEITZER, M.; WASCHER, W. The effects of minimum wages throughout the wage distribution. Feb. 2000 (NBER Working Paper, n. 7.519).

OAXACA, Ronald. Male–Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, v.14, n.3, out., 1973, p.693-709.

PARZEN, Emanuel. On Estimation of a Probability Density Function and Mode. In: *The Annals of Mathematical Statistics*, vol 3, n°3, p.1065-1076, set., 1962.

PINHO NETO, V. R.; MIRO, V. H. Produção e Reprodução de Desigualdades no Mercado De Trabalho Cearense: Uma Análise de Decomposição para o Período 2001-2008. Fortaleza, texto para discussão n.99, IPECE, nov. 2011.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Determinantes da desigualdade de renda no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES, RICARDO (ORG), *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, Cap.6,2000, p.159-176.

ROSENBLATT, Murray. Remarks on Some Nonparametric Estimates of a Density Function. In: *The Annals of Mathematical Statistics*, vol 27, n°3, set.1956, p. 832-837.

SOARES, Sergei Suarez Dillon. O Perfil da Discriminação no Mercado de Trabalho – Homens Negros, Mulheres Brancas e Mulheres Negras. Brasília: IPEA, nov., 2000. (Texto para Discussão, 769).

SOUZA, P. F. L. de; SALVATO, M. A.; FRANÇA, J. M. de. Ser Mulher e Negro no Brasil ainda leva a menores salários? Uma Análise de Discriminação para Brasil e Regiões: 2001 e 2011. In: 41º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA/ANPEC-2013, Fortaleza, CE. Anais... Fortaleza: ANPEC, 2013, p.1-20.

EXPORTAÇÃO, TAXA DE CÂMBIO E RENDA MUNDIAL: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA PARA OS PRINCIPAIS MUNICÍPIOS EXPORTADORES DO CEARÁ, 2005 A 2013

Francisca Zilania Mariano*

Dandara Nogueira Vasconcelos**

RESUMO

O presente trabalho busca analisar os principais pólos exportadores do Ceará, Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, fazendo uma comparação e verificando a influência da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações. A principal contribuição deste trabalho reside em tratar as exportações desse estado de forma desagregada, levando em consideração as especificidades da economia local, uma vez que os produtos exportados são heterogêneos. Para tanto, faz-se necessário verificar se houve quebra estrutural no período a ser analisado e assim empregar testes de raiz unitária, modelo Autoregressivo vetorial (VAR), causalidade de Granger, impulso resposta e decomposição da variância. Os dados utilizados foram obtidos junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA e o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior –MDIC, para um período de janeiro de 2005 a janeiro de 2013. Dos resultados, observou-se que as séries analisadas se comportam de maneiras diferentes. Através da função impulso resposta é possível evidenciar que o valor das exportações de Cascavel e Sobral são os mais sensíveis a choque da renda mundial e ao analisar a decomposição da variância verifica-se que Fortaleza é o município que apresenta a maior proporção da variância do erro

* Professora UFC/Campus de Sobral. Doutoranda em Economia, CAEN/UFC.

** Economista.

explicada pelo choque na própria variável, indicando ser a mais estável. Com isso, verifica-se que a relação entre as variáveis irá variar de acordo com o município analisado.

Palavras chaves: Exportações, Taxa de cambio, Renda mundial, Modelo VAR.

ABSTRACT

This study aims to analyze the main export centers of Ceará, Fortaleza, Sobral, Maracanaú and Cascavel, making a comparison and checking the influence of the exchange rate and world income on exports. The main contribution of this work lies in that exports of this state in a disaggregated manner, taking into account the specificities of the local economy, since the exported products are heterogeneous. Therefore, it is necessary to determine whether there was a structural break in period to be analyzed and thus employ unit root tests, vector autoregression (VAR), Granger causality, impulse response and variance decomposition. The data used were obtained from the Institute for Applied Economic Research - IPEA and the Ministry of Development, Industry and Foreign Trade -MDIC, for a period from January 2005 to January 2013. From the results, it was observed that the series is analyzed behave in different ways. Through the impulse response function is possible to show that the value of exports of Cascavel and Sobral are more sensitive to shock the world income and analyze the variance decomposition we find that Fortaleza is the municipality with the highest proportion of the error variance explained by the shock in the same variable, indicating that the most stable. Thus, it appears that the relationship between the variables will vary with the municipality analyzed.

Key words: exports, exchange rate, World Income, VAR model.

1 INTRODUÇÃO

As exportações tem recebido nos últimos anos atenção especial por parte de estudiosos nas áreas de crescimento e desenvolvimento econômico. Fabris e Meurer (2009), Freire Júnior (2010) e Gomes e Fantinel (2012) buscam verificar a relação entre exportação, taxa de câmbio e renda mundial através da estimação de equações de exportações para os estados de Santa Catarina, Ceará e Rio Grande do Sul, respectivamente. Isso porque uma maior integração econômica de países e regiões possibilita a expansão e a alavancagem das atividades econômicas locais.

Com a adoção de políticas de incentivos financeiros e fiscais, observada a partir dos anos 80 para superar o desequilíbrio fiscal e intensificar o processo de crescimento econômico, as exportações cearenses passaram a apresentar um desempenho favorável com uma média de crescimento anual de 5,2%, porém este resultado ficou abaixo do observado para o Brasil nos últimos dez anos e isso resultou numa perda de participação relativa no total exportado pelo país (IPECE, 2013).

Com relação às exportações das regiões cearenses, segundo IPECE (2013), no período de 2003 a 2012, as regiões de Sobral e Sertão Central apresentaram valor acima da média cearense, elevando assim, as participações no total exportado pelo Estado. Já, as regiões do Litoral Oeste, Jaguaribe, Cariri e Baturité reduziram as participações e apresentaram queda no valor exportado em 2012, comparado ao ano de 2003. Referente à Região Metropolitana de Fortaleza (RMF), esta manteve o valor de 66% na participação e apresentou um ritmo de crescimento parecido com o do Ceará. Isso mostra que os principais setores exportadores cearenses podem apresentar comportamentos diferentes, reagindo de forma distinta às variações no cenário econômico.

De acordo com os dados do Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e do Comércio - MDIC/SECEX, dos 184 municípios do Ceará, aproximadamente 45 municípios são exportadores, porém,

apenas 17 destes apresentam alguma expressividade com participação acima de 1% da pauta, porém existe uma concentração em quatro municípios, Fortaleza, Maracanaú, Cascavel e Sobral, cuja participação conjunta foi de 60% do total exportado pelo Estado. Quanto aos produtos é importante observar, um forte crescimento ocorrido nas vendas de castanha de caju, calçados, ceras vegetais, couros e peles, melões entre outros produtos. Com isso, analisar as exportações do Ceará de forma agregada poderá omitir informações importantes quanto as especificidades da economia local, uma vez que os produtos exportados são heterogêneos. Assim, a sensibilidade das exportações à taxa de câmbio e à renda mundial podem variar de acordo com a pauta exportadora de cada município. Além disso, segundo dados do MDIC, apesar de Fortaleza ser o principal município exportador, as exportações de Sobral está em expansão, chegando, em alguns meses, a ultrapassar o volume exportado de Fortaleza.

Assim, o presente trabalho propõe-se em analisar os principais pólos exportadores do Ceará: Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, fazendo uma comparação e verificando a relação entre taxa de câmbio, renda mundial e exportação para cada município no período de janeiro de 2005 a janeiro de 2013.

Os dados obtidos para a análise tem periodicidade mensal e foram retirados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio exterior (MDIC/SEDEX) no que se refere as exportações dos municípios e do IPEADATA referente a taxa de câmbio e a renda mundial.

Nesse trabalho optou-se por utilizar métodos de séries temporais através do vetor auto regressivo (VAR). Dessa forma, serão realizados teste da raiz unitária e teste KPSS para verificar a estacionaridade da série, causalidade de Granger para examinar se uma variável no presente ou no passado ajuda a prever outra, função impulso resposta para mostrar o efeito de um choque nos valores contemporâneos e futuros das variáveis endógenas do modelo e a decomposição da variância

para expor o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável versus os choques nas outras variáveis do sistema.

Este trabalho apresenta além desta introdução, cinco capítulos. O segundo trata da discussão teórica e empírica da literatura sobre exportações. O terceiro descreve o perfil exportador do Estado do Ceará seguido da metodologia, resultados e conclusões.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Sendo o comércio exterior um assunto de bastante relevância, muito tem-se feito para conhecer e explorar mais sobre esse tema. Assim, desde os anos 50 são realizados intensos estudos empíricos a fim de se analisar as funções de importação e exportação. Desta forma, muitos trabalhos foram realizados, tais como, Goldstein e Khan (1978), que serviu como base para os trabalhos brasileiros de Braga e Markwald (1983) e Zine Junior (1989), pois os autores propuseram um modelo simultâneo de equação de exportação e as estimaram através do método de Máxima Verossimilhança.

Utilizando estrutura semelhante e com o objetivo de fazer uma melhor análise da renda mundial nas exportações, Braga e Markwald (1983) utilizaram dados anuais correspondentes ao período de 1959/81, escolheram o método de Mínimo Quadrado de três estágios para estimar as exportações brasileiras de produtos Manufaturados e concluíram que a demanda mundial das exportações brasileiras de manufaturados é bastante sensível a variação de preço e renda, sendo inapropriado tratar a demanda externa como infinitamente elástica.

Zine Junior (1989) realizou estudos para estimar as elasticidades de exportações e de importações por grupos de bens do período de 1970 a 1985, objetivando identificar e avaliar a relevância das principais variáveis que afetam-na. Na análise, o autor utilizou duas formulações teóricas, um modelo de economia pequena, o qual se depara com uma função de demanda infinitamente elástica por suas exportações

e um modelo competitivo em dois países, que retira as hipóteses de elasticidades infinitas.

Com isso, o referido autor verificou que demanda e a oferta assumem o modelo de substitutos imperfeitos e dependem negativamente dos preços relativos, positivamente da renda e da capacidade instalada, já que na medida que cresce a capacidade produtiva também cresce a oferta para os mercados domésticos e externos. Além disso, observou que o índice de preço doméstico tem dois papéis nas funções de oferta da exportação, a rentabilidade de produzir bens exportáveis cai quando os custos domésticos sobem e quando o nível de preço doméstico sobe a rentabilidade de vender no exterior cai, reduzindo a oferta. E encontrou também, que a oferta brasileira de produtos de exportação responde a variação nos preços devido à taxa de câmbio e que certas características como, a elasticidade-preço baixa e a elasticidade-renda alta da demanda por exportação impõe obstáculo ao crescimento da receita das exportações.

Diante da situação de graves problemas na balança de pagamentos, Portugal (1993) realizou estudos sobre a estimação e análise das exportações levando em consideração as questões de não estacionaridade e instabilidade dos parâmetros. Para tanto, o autor estimou equações de oferta e demanda baseada nas seguintes suposições, substituição imperfeita, preços diferenciados e economia de um país pequeno. Utilizando dados anuais e trimestrais e modelos de parâmetros variáveis no tempo, buscou determinar se as mudanças na política comercial brasileira tiveram ou não impacto sobre a estabilidade dos coeficientes. Os resultados mostraram que os modelos de parâmetros fixos tinham como principal característica a rapidez no processo de ajustamento e a instabilidade dos parâmetros não é tão substancial se comparada as importações.

Com o objetivo de estimar equações de exportações e importações para o Brasil de 1955/85 e fazer previsões, Castro e Cavalcanti (1997) utilizaram na análise dados em dólar o que se diferencia dos trabalhos anteriores, já que utilizavam índices que se destinava a desagregar os

valores exportados e importados e colocar em dois componentes: preço e quantidade. A razão desta opção reside em fornecer resultados diretamente aplicáveis as balanças comerciais. A metodologia aplicada parte da investigação das propriedades de integração e cointegração das séries, os quais são estimadas pelo método de máxima verossimilhança e são restringida a um subsistema condicional do VAR/VECM.

Como variáveis explicativas, os autores utilizaram, a taxa de câmbio real e o nível de renda. Esperavam que aumentos na taxa de câmbio real e na renda mundial acarretem efeitos positivos e que elevações no nível de atividade doméstica produzam efeitos negativos sobre as exportações. Os resultados encontrados mostraram que os modelos estimados caracterizam por coeficientes significativos e robustos e que é reduzido o grau de confiança na existência de relações de cointegração para as exportações.

Utilizando dados trimestrais das exportações catarinenses, taxa de cambio e renda mundial durante o período de 1999 a 2009, Fabris e Meurer (2009), através da aplicação de Vetores Auto Regressivo (VAR), analisaram a evolução das exportações. Os resultados obtidos mostram que a renda mundial revela-se importante na determinação das exportações, o coeficiente estimado mostra-se elástico no longo prazo. No curto prazo, a velocidade de ajustamento das variáveis do modelo em direção ao equilíbrio ocorre lentamente, isto significa que existe uma pequena defasagem temporal até que o equilíbrio de longo prazo seja restabelecido.

Os resultados obtidos na decomposição da variância reforça a análise impulso resposta ao sugerir que a renda mundial e a taxa de cambio são variáveis expressivas na explicação da variável dependente.

Freire Junior (2010) utilizando-se de métodos de séries temporais estimou um vetor auto regressivo (VAR) e analisou o impacto do câmbio e da renda mundial sobre as exportações de calçados do Ceará no período de 1996 a 2009. O estudo constatou que as exportações de calçados são sensíveis as variações na taxa câmbio e na renda mundial

e que o modelo de exportações dos calçados mostrou-se estável diante do fato de ter ocorrido na economia brasileira à implantação de dois planos econômicos e a crise na Rússia e na Ásia. A renda mundial na análise é exógena, pois em termos de política econômica doméstica as autoridades econômicas não podem influenciar o comportamento da renda mundial, restando atuar na política cambial.

Com o intuito de conhecer os determinantes das exportações de calçados do Rio Grande do Sul do período de 2003 a 2011 e tendo como base o trabalho de Castro e Cavalcanti (1998), Gomes e Fantinel (2012) também estimaram equações de exportação de através da utilização de um modelo vetorial Autoregressivo no qual deram ênfase as seguintes variáveis, exportações, taxa de câmbio real e efetiva e renda mundial.

Os resultados apontaram que no curto prazo os efeitos das variações de câmbio e renda são corrigido lentamente, ou seja, há uma baixa velocidade de convergência das exportações de calçados gaúchos para o seu nível de equilíbrio, as funções de impulso-resposta mostraram que a resposta do valor das exportações a um choque na taxa de câmbio e na renda mundial tem efeitos pouco expressivos e que há uma forte relação das exportações gaúchas com a taxa de câmbio real efetivo e com a renda mundial.

3 MUNICÍPIOS EXPORTADORES DO CEARÁ

Com uma população, segundo dados do IBGE de 2012 estimada em 8.778.575 habitantes, o estado do Ceará possui uma extensão territorial de 148.920,472 km² e 184 municípios. Além disso, apresenta uma das economias mais diversificadas da região nordeste.

Segundo Suliano e Cavalcante (2010), o estado do Ceará apresenta o PIB em valores correntes estimado em R\$ 74,9 bilhões, dos quais 48% estão localizados na capital do estado, Fortaleza. Destacam-se ainda a região metropolitana do interior: Maracanaú (5,37%), Sobral (3,53%), Caucaia (2,53%), Juazeiro do Norte (2,27%),

Eusébio (1,41%), Horizonte (1,23%).

Quanto à balança comercial do estado, entre os anos de 2000 a 2012 tem registrado uma forte oscilação referente às variações da taxa de crescimento tanto das exportações como das importações, atingindo um saldo negativo na maioria dos anos, como se pode observar na tabela 1 abaixo:

Tabela 1- Balança Comercial do Ceará 2000 a 2012 (US\$ 1.000 F.O.B)

Ano	Exportações	Importações	Saldo
2000	495.339	717.920	-222.581
2001	527.668	624.317	-96.649
2002	545.023	635.910	-90.886
2003	762.603	540.777	221.826
2004	861.568	572.739	288.829
2005	933.589	588.484	345.106
2006	961.874	1.098.177	-136.303
2007	1.148.357	1.407.866	-259.509
2008	1.276.970	1.558.471	-281.500
2009	1.080.168	1.230.480	-150.312
2010	1.269.498	2.169.201	-899.703
2011	1.403.296	2.400.713	-997.418
2012	1.266.967	2.864.254	-1.597.287

Fonte: MDIC/SEDEX

De acordo com dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comercio Exterior, nos anos de 2003, 2004 e 2005 a balança comercial passou a registrar superávit devido a exportações dos produtos manufaturados.

Segundo MDIC (2008), os principais produtos exportados são os industrializados, com destaque para produtos manufaturados e observa-se também, uma perda de participação relativa das exportações de produtos básicos. Quanto às importações, verifica-se também uma preponderância de produtos industrializados com ênfase em manufaturas. Já nos anos de 2009, 2010, 2011 e 2012 verifica-se, conforme a tabela 1, que ocorreram sucessivos déficits na balança comercial.

Dentre os produtos mais exportados, em 2012, destacam-

se a castanha de caju com receita exterior de US\$ 148,5 milhões, correspondendo a 11,73% do valor total exportado do estado. Em segundo lugar na pauta de exportações aparecem calçados com participação de 10,27% e em seguida couros e peles (8,09%), os quais podem ser observados na tabela abaixo.

Tabela 2 - Principais Produtos Exportados -2012

Produtos	US\$	(%)
Castanha de Caju	148.575.140	11,73
Calçados/Tornozelo	130.059.542	10,27
Couros/Peles	102.523.657	8,09
Calçados de Borracha	89.077.555	7,03
Melões Frescos	78.589.139	6,2
Ceras Vegetais	66.842.620	5,28
Outros Calçados	58.842.207	4,64
Sucos	43.750.352	3,45

Fonte: MDIC/SEDEX.

Quanto ao destino das exportações, destaca-se os Estados Unidos da América como um dos principais parceiros comerciais participando 23,61% de todo o valor exportado pelo estado, ou seja, um valor de US\$ 29,9 milhões e em seguida a Argentina com uma participação de 9,19%, a Holanda com 8,34% e o Reino Unido 4,51%.

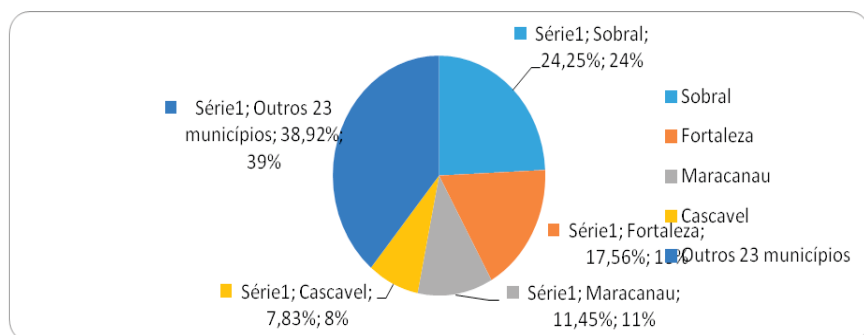
Tabela 3 - Principais Destinos das Exportações Cearenses/ 2012

Destino	US\$	Participação (%)
Estados Unidos	299.155.124	23,61
Argentina	116.443.951	9,19
Holanda	105.686.126	8,34
China	67.397.136	5,32
Reino Unido	57.173.753	4,51
Hungria	45.479.447	3,59
Itália	45.371.102	3,58
Alemanha	43.936.613	3,47
Hong Kong	36.689.938	2,9
México	30.257.320	2,39

Fonte: MDIC/SEDEX

Dados mais recentes extraídos do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior de janeiro de 2012 mostraram que os cinco principais municípios cearenses que mais exportaram totalizando um volume de exportações de US\$ 86,6 milhões foram, Sobral, Fortaleza, Maracanaú, Icapuí e Cascavel. Sendo que o município de Sobral merece destaque exportando cerca de US\$ 29,3 milhões, representando 24,2% das exportações cearenses, resultado de um crescimento nas vendas de 43,0% em relação a janeiro de 2011, ultrapassando assim o município de Fortaleza em valor exportado no mês de janeiro de 2012. Como se pode ver abaixo graficamente.

Gráfico 1 - Participação na Pauta das Exportações dos municípios Cearense/2012



Fonte: MDIC/SEDEX

O principal produto exportado por Sobral foram calçados que corresponderam a 99% da pauta de exportações do município. Quanto aos outros municípios, Fortaleza se destaca com a exportação de castanha de caju; consumo de bordo e cera vegetais, sendo que a forte redução nas vendas de castanha de caju justifica em grande parte a queda nas vendas externas do referido município, devido ao elevado peso desse produto na pauta, que chegou a responder por 66,7% em janeiro de 2011, reduzindo essa participação para 50,6% em janeiro de 2012, segundo informações do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e do Comércio Exterior.

Já Maracanaú, foi o terceiro município na pauta das exportações cearenses, com participação de 11,45 % registrando um aumento de 0,75% se comparado a 2010. Isso foi resultado do crescimento nas vendas externas desse município que se concentravam principalmente em têxteis, couros e peles, aparelho para cozinhar e ceras vegetais. Icapuí, por sua vez, alcançou o valor de US\$ 12,9 milhões em janeiro 2012 e suas vendas externas foram principalmente frutas, segundo dados do MDIC/SEDEX.

Cascavel, de acordo com Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, registrou baixa nas vendas de 21,3%, passando a participar com 7,8% das vendas em janeiro de 2012, em oposição aos 11% de participação de janeiro de 2011. Couros e peles concentraram 80% das vendas do referido município, sendo o segundo principal produto exportado a castanha de caju. A queda nas vendas, então, pode ser explicada pela redução nas vendas do principal produto em mais de US\$ 4,0 milhões.

4 METODOLOGIA

Com o propósito de atender os objetivos, optou-se por seguir o modelo desenvolvido por Castro e Cavalcante (1998) os quais estimaram equações de exportações e importações para o Brasil com dados anuais para um período de 1955-1995. Vale ressaltar que existem diversos trabalhos na literatura que utilizaram este modelo, tais como: Fabris e Meurer (2009), Freire Junior (2010), Gomes e Fantinel (2012), dentre outros.

Assim, a equação (1) será utilizada para a estimação das equações de exportações dos principais exportadores cearenses.

$$\mathit{LogExport} = \mathit{LogCambio} + \mathit{LogRenda} \quad (1)$$

Onde:

$\mathit{LogExport}$ = Logaritmo do valor das exportações (LnX)

LogCambio = logaritmo da renda mundial ($LnTC$)

LogRenda = logaritmo do valor da taxa cambio real efetivo (LnY)

4.1 Base de Dados

Os dados utilizados neste trabalho referente às exportações dos municípios cearenses, Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, em dólares americanos, do período de janeiro de 2005 a janeiro de 2013 foram retirados do MDIC/SEDEX e deflacionados pelo IPA- Índice de Preços por Atacado dos EUA (Estados Unidos da América) a preços constantes de janeiro de 2013, divulgados pelo Fundo Monetário Internacional, International Financial Statistics (FMI/IFS) e obtido através do IPEADATA.

Como Proxy para renda mundial foi utilizada o valor das importações mundiais divulgados pelo Internacional Financial Statistics/IFS publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), os valores são deflacionados e transformados em índice com base em janeiro de 2013.

A taxa de câmbio real e efetiva foi obtida do IPEADATA, considerando como data base o período de janeiro de 2013. O índice da taxa de câmbio real pode ser calculado com relação a um único parceiro comercial ou a um conjunto de parceiros comerciais. Quando calculado para um conjunto de parceiros comerciais, o índice passa a ser denominado taxa de câmbio real efetiva.

4.2 Modelo Econométrico

Para estimação das equações de exportações dos municípios cearenses foi escolhido o modelo Vetorial Autoregressivo (VAR), proposto por Sims (1980), que é usado para capturar as interdependências lineares entre múltiplas series temporais. As variáveis são tratadas de forma simétrica e simultânea, onde cada variável tem uma equação que explica a evolução com base nas próprias defasagens e das outras

variáveis do modelo.

No modelo vetor auto regressivo (VAR) as variáveis são consideradas endógenas e devem ser estacionárias, o erro das equações se comportam como um ruído branco $\varepsilon_t \sim RB(0,1)$ e são não correlacionados.

Na forma geral, o VAR(p) pode ser definido da seguinte forma:

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que:

Y_t é o vetor de variáveis;

Φ_i são matrizes (k x k) com os parâmetros das equações e ε_t são erros não correlacionados, com média zero e variância constante.

Para estimação deste modelo, as variáveis dever ser estacionárias, porém se estas não o forem devem ser diferenciadas antes de estimar o modelo. Porém, segundo Enders (1995) este não é o melhor método a ser utilizado. No caso de variáveis não estacionárias, o primeiro passo é verificar a ordem de integração e se estas forem integradas de mesma ordem, o próximo passo é fazer um teste de cointegração, pois quando se diferencia as variáveis, omite a possibilidade da existência das relação de longo prazo.

Então, na presença de cointegração deve-se estimar um VECM (Vetor de Correção de Erros), no qual possui a seguinte especificação:

$$\Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

O modelo de correção de erros é assim chamado porque explica a ΔY_t por dois componentes: os fatores de curto prazo, $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta Y_{t-i}$, e a relação de longo prazo dada entre as coordenadas do vetor de variáveis endógenas, ΦY_{t-1} , considerando que haja cointegração.

4.2.1 Teste de Cusum

De acordo Freire Junior (2010), este teste é baseado na soma cumulativa dos resíduos recursivos. A técnica é indicada para dados de séries temporais e pode ser usada, mesmo quando há incerteza sobre quando pode ter havido uma quebra estrutural. A hipótese nula, é que o coeficiente de um vetor β , é o mesmo para todo o período; e a hipótese alternativa é que há um distúrbio na variância. É um teste geral e não requer uma especificação, *a priori*, de quando ocorrerá uma quebra estrutural.

O teste de CUSUM seria então:

$$CUSUM = \sum_{R=K+1}^T \frac{w}{s}, \text{ para } t=k+1, \dots, T \quad (4)$$

Onde:

w = resíduos recursivos;

s = erro padrão da regressão para todos os T pontos da amostra.

4.2.2- Teste de Raiz Unitária

Muito utilizado em modelos de séries temporais, o teste da raiz unitária é usado para verificar a se as variáveis são estacionárias ou não e a ordem de integração das variáveis. Dessa forma, existem diferentes testes para verificar a estacionaridade da série, dentre eles o teste de Dickey-Fuller (1979) e Phillips-Perron¹ (1988).

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) pode ser definido da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum \rho_k \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde Y_t é a variável, α é o intercepto, β e T são a inclinação e a tendência, respectivamente. A presença ou não da tendência e do intercepto irá depender do comportamento da série.

¹ Consiste em uma alternativa não paramétrica ao teste ADF.

Neste caso, a hipótese nula é a existência de raiz contra a alternativa de ausência. Assim, se a hipótese nula for rejeitada significa que a série não apresenta raiz unitária, logo esta será estacionária, porém se a nula for rejeitada indica que a série apresenta raiz unitária, ou seja, não estacionária.

Com isso, faz-se necessário encontrar a ordem de integração da variável, para tanto, diferencia-se a série e aplica o teste da raiz unitária na série diferenciada até encontrar estacionaridade.

4.2.3 - Teste KPSS

Neste, a hipótese nula é a estacionaridade da série e a estatística é dada da seguinte forma:

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{S^2(l)} \quad (6)$$

Onde T representa o total de observações, S e $S^2(l)$ é a soma parcial dos desvios dos resíduos em relação a média amostral e a variância de longo prazo, respectivamente.

O uso do teste KPSS consiste em diminuir a incerteza decorrente do baixo poder do teste ADF, já que a existência de quebras estruturais pode dificultar à análise de uma série, podendo ser possível a série ser considerada não estacionaria sendo estacionaria ou vice versa. Portanto, o teste KPSS seria uma forma complementar a análise dos testes de raiz unitária tradicionais.

Assim, segue abaixo o quadro que mostra como deve preceder a análise conjunta dos testes.

Quadro 1 - Teste ADF e KPSS

KPSS (2)	ADF (1)	
	Aceita	Rejeita
Aceita	Decisão Inconclusiva (informações insuficientes)	Decisão Conclusiva (estacionaridade)
Rejeita	Decisão Conclusiva (Não estacionariedade)	Decisão Inconclusiva (Integração fracionária)

Fonte: Elaboração Própria

Assim, para testar a estacionaridade das séries, serão realizadas os teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e o teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

4.2.4 - Teste de Cointegração de Johansen

Para verificar o relacionamento de longo prazo entre as variáveis, caso as series sejam integradas de mesma ordem, optou-se pelo método de cointegração de Johansen.

De acordo com Enders (1995), cointegração significa que séries temporais não estacionárias e integradas de mesma ordem compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio de longo prazo. Johansen (1988) desenvolveu uma metodologia de cointegração baseada no posto ou rank (r) da matriz Π , tal como apresentado na equação (7).

$$\Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (7)$$

Onde p é o número de defasagens escolhidas no modelo VAR, $\Phi = \alpha\beta$; em que β fornece os vetores de cointegração e α os coeficientes de ajustamento e Λ_i matriz de coeficientes representando a dinâmica de curto prazo.

No primeiro caso, as variáveis endógenas serão estacionárias e o modelo de correção de erros não é utilizado. No segundo, implica que

não existe cointegração e por fim, se o posto for reduzido, existirá r vetores de cointegração.

Para encontrar o número de vetores de cointegração existem dois testes, a saber: Estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e do Autovalor (λ_{max}). O teste do traço busca testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos seja inferior ou igual a r ($H_0 = \text{Vetores de cointegração} \leq r$) contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores seja maior do que r ($H_1 = \text{vetores de cointegração} > r$), podendo ser expresso na equação 8:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (8)$$

A intuição deste teste é que se não existe cointegração, então os autovalores serão próximos de zero. Assim, $\sum \ln(1 - \lambda_i) \rightarrow 0$; de tal modo que não se pode rejeitar a hipótese nula. Se por outro lado, os autovalores forem significativamente diferente de zero, então $\sum \ln(1 - \lambda_i)$ será negativo, assim a estatística terá um valor e a hipótese nula será rejeitada.

Já, o teste do máximo autovalor pretende testar a hipótese nula de que o número de vetores seja r (H_0 : Vetores de cointegração = r), contra a hipótese alternativa de existência de $r+1$ vetores de cointegração (H_1 : Vetores de cointegração = $r+1$), podendo ser representado da seguinte forma (9):

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (9)$$

Após a verificação de existência de cointegração por meio da metodologia de Johansen, estima-se o modelo de correção de erro. A principal vantagem de se escrever o sistema através de um VECM, reside no fato de que, nesse formato, são incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo para ajuste nas variações das séries. Por outro lado, caso não exista cointegração estima-se um VAR e verificam-se as relações de causalidade das séries mediante o teste de

causalidade de Granger, a função impulso-resposta através do método de Cholesky e a decomposição da variância dos erros de previsão.

5. RESULTADOS

5.1 Descrição da amostra

Para a análise foram utilizadas dados referentes as exportações dos principais municípios exportadores do Ceará, Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, taxa de cambio e renda mundial, para um período de janeiro de 2005 a janeiro de 2013.

Essas informações foram extraídas das bases de dados do MDIC/SEDEX e IPEADATA, cujas caracterização dos vetores médios das variáveis utilizadas no modelo por ano encontram-se dispostas na tabela 4.

Tabela 4 - Valor Médio Exportado, Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, 2005-2012

Ano	Fortaleza	Sobral	Maracanaú	Cascavel
2005	19.624.705	5.131.458	16.292.225	10.624.640
2006	20.936.679	6.443.368	16.646.545	9.999.536
2007	22.585.210	7.663.313	19.097.756	11.316.572
2008	20.411.857	11.534.524	19.333.135	13.266.659
2009	19.731.238	10.749.035	10.764.743	10.681.078
2010	22.060.225	14.994.097	12.325.950	13.408.440
2011	29.084.530	13.147.238	17.050.054	13.660.854
2012	20.506.839	15.190.628	13.617.615	16.357.456
2013	15.881.322	24.584.759	11.200.726	18.358.978

Fonte: MDIC/SEDEX.

Observa-se que Fortaleza é o município que apresenta o maior valor médio mensal das exportações de 2005 a 2012, porém em janeiro de 2013, a quantidade exportadas foi menor que o município de Sobral e Cascavel. Além disso, este município apresenta períodos de bastante oscilações.

Já Sobral, apesar da redução em 2009 e 2011, apresenta-se em ascensão atingindo o maior valor exportado em janeiro de 2013. Referente ao município de Maracanaú, observa-se um período de estabilidade entre 2005 e 2006; 2007 e 2008; crescente entre 2009 e 2011; redução em 2012 e 2013.

Por fim, o município de Cascavel apresenta um período crescente de 2009 a 2013. Vale ressaltar que em 2009, todos os municípios apresentaram uma redução comparados a 2008, sendo que Fortaleza e Sobral reduziram, aproximadamente 3% e 7%, respectivamente, enquanto Maracanaú apresentou a maior redução de 44%, seguido de Cascavel com 19%.

5.2 Teste de Estacionaridade

Para verificar a estacionaridade das séries, exportações dos municípios de Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel; da renda mundial, e da taxa de câmbio, todas em logaritmo, utilizou-se, inicialmente o teste de raiz unitária – Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cujos resultados estão expostos na tabela 5.

Tabela 5 – Teste ADF

Variável	Intercepto	Tendencia	Diferença	τ cal	τ (1%)	τ (5%)	τ (10%)
<i>LnXFortaleza</i>	sim	sim	0	-8,833	-4,056	-3,457	-3,155
<i>LnXSobral</i>	sim	sim	0	-5,567	-4,056	-3,457	-3,155
<i>LnXMaracanaú</i>	sim	não	0	-2,352	-3,500	-2,899	-2,583
<i>LnXMaracanaú</i>	não	não	1	-19,00	-2,589	-1,944	-1,614
<i>LnXCascavel</i>	sim	sim	0	-4,477	-4,058	-3,458	-3,155
<i>LnY</i>	sim	sim	0	-3,908	-4,056	-3,457	-3,155
<i>LnTC</i>	sim	sim	0	-1,546	-4,057	-3,457	-3,154
<i>LnTC</i>	não	não	1	-19,00	-2,590	-1,944	-1,615

Fonte: Elaboração Própria

Os resultados demonstram que, considerando as séries em nível, rejeita-se a presença de raiz unitária ao nível de 5% de significância para as exportações de Fortaleza, Sobral, Cascavel e para Renda mundial, ou seja, estas variáveis são consideradas estacionárias. Já para as exportações de Maracanaú e taxa de cambio não se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, sendo portanto, não estacionárias. Desta forma, fez-se necessário encontrar a primeira diferença e verificar a ordem de integração. Assim, após a primeira diferenciação, ambas foram estacionárias.

Como forma complementar ao teste ADF, realizou-se o teste KPSS, que esteve em conformidade com os resultados do teste ADF. A hipótese nula de que a variável é estacionária não foi rejeitada usando-se o nível de significância de 5% para as séries exportações de Fortaleza, Sobral, Cascavel e a para Renda mundial. Enquanto que para as demais, observou-se a presença de não estacionaridade, sendo necessário encontrar a primeira diferença, o qual se mostrou estacionária, conforme pode ver visto na tabela 6:

Tabela 6 - Teste KPSS

Variável	Intercepto	Tendencia	Diferença	τ cal	τ (1%)	τ (5%)	τ (10%)
<i>LnXFortale</i>	sim	sim	0	0,077	0,216	0,146	0,119
<i>LnXSobral</i>	sim	sim	0	0,083	0,216	0,146	0,119
<i>LnXMaracanaú</i>	sim	não	0	0,800	0,739	0,463	0,347
<i>LnXMaracanaú</i>	sim	não	1	0,127	0,739	0,463	0,347
<i>LnXCascavel</i>	sim	sim	0	0,105	0,216	0,146	0,119
<i>LnY</i>	sim	sim	0	0,102	0,216	0,146	0,119
<i>LnTC</i>	sim	sim	0	0,190	0,216	0,146	0,119
<i>LnTC</i>	sim	não	1	0,393	0,739	0,463	0,347

Fonte: Elaboração Própria

Após a verificação da estacionaridade das séries, observou-se que as variáveis que compõe a equação (1) são integradas de ordens diferentes, como pode ser observada na tabela 7. Assim, elimina-se a possibilidade de cointegração, pois para serem cointegradas é

necessário que estas sejam não estacionárias e integradas de mesma ordem. Com isso, será estimado um VAR (Vetor Autoregressivo) com as variáveis estacionárias.

Tabela 7 – Ordem de Integração das Variáveis

Municípios	<i>LnX</i>	<i>LnTC</i>	<i>LnY</i>
Fortaleza	I(0)	I(1)	I(0)
Sobral	I(0)	I(1)	I(0)
Maracanaú	I(1)	I(1)	I(0)
Cascavel	I(0)	I(1)	I(0)

Fonte: Elaboração Própria

5.3 Teste de Causalidade

Com o propósito de verificar se uma variável causa outra no sentido de Granger, utilizou-se o teste de causalidade proposto por Granger (1969), o qual indica se os valores no presente ou no passado de uma variável ajuda a prever os valores futuros de outra. Vale ressaltar que este procedimento deve ser realizado com as variáveis estacionárias. Os resultados para as equações de Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel são mostrados na tabela A1, em anexo e verifica-se que apenas as variáveis renda e taxa de cambio (diferenciada), renda e exportações de Sobral, causa Granger em ambos os sentidos e considerando um nível de significância até 10%, a taxa de câmbio (diferenciada) ajuda a prever as exportações de Fortaleza.

5.4 Defasagem do modelo

Para determinar o número de defasagem do modelo VAR, utilizou-se os critérios de escolha Schwarz, (SCH) que incorpora um termo de penalidade para o aumento do número de parâmetros incorporados no modelo. Assim deve-se aceitar o SCH de menor valor. O critério de informação, SCH, recomenda incluir um modelo com uma defasagem para a análise de Fortaleza, doze para Sobral e

três defasagens para a Maracanaú e Cascavel, como se pode observar na tabela 8.

Tabela 8 - Defasagem do VAR

Defasagem	Fortaleza	Sobral	Maracanaú	Cascavel
0	-5.983.440	-4.786.476	-5.844.577	-6.360.950
1	-7.094827*	-6.360.520	-7.374.603	-7.435.535
2	-7.021.202	-6.593.017	-7.361.161	-7.442.645
3	-7.056.510	-6.693.996	-7.491328*	-7.537834*
4	-6.986.108	-6.730.017	-7.421.942	-7.474.952
5	-6.867.924	-6.565.790	-7.352.388	-7.397.045
6	-6.936.950	-6.451.248	-7.462.122	-7.252.393
7	-6.869.248	-6.392.728	-7.424.534	-7.202.777
8	-6.743.262	-6.236.898	-7.278.697	-7.040.347
9	-6.730.595	-6.238.056	-7.257.499	-7.063.147
10	-6.583.593	-6.449.589	-7.249.505	-7.040.915
11	-6.596.143	-6.711.736	-7.292.724	-6.942.931
12	-6.862.100	-6.977529*	-7.455.621	-7.224.658

Fonte: Elaboração Própria

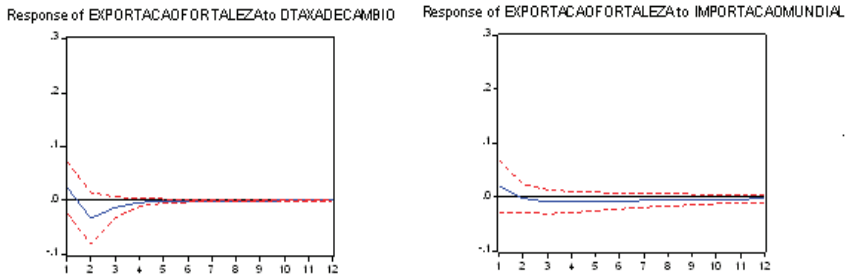
5.5 Função Impulso Resposta

Após a estimação do modelo, foi obtido a função de impulso resposta, o qual mostra o efeito de um choque exógeno de uma perturbação aleatória sobre os valores presentes e passados das variáveis endógenas. Porém, para encontrá-la faz necessária, indicar a ordenação das variáveis e esta foi feita através da decomposição de Cholesky, onde a variável renda foi considerada a variável mais exógena, seguida da taxa de câmbio (diferenciada) e das exportações, seguindo a teoria econômica e aos trabalhos de Fabris e Meurer (2009), Freire Jr et. al (2010) e Gomes e Fantinel (2012).

As figuras abaixo mostram as respostas do valor as exportações a choques, em um desvio padrão, na taxa de câmbio e renda mundial. Desse modo, de acordo com a figura 1, um choque (positivo) não antecipado na taxa de crescimento do câmbio real efetiva acarreta um efeito positivo sobre as exportações de Fortaleza no primeiro mês, porém se dissipa a partir do quarto período. Resultado semelhante

pode ser observado com o efeito de um choque na renda mundial sobre as exportações, porém, neste caso, este demora um pouco mais a desaparecer.

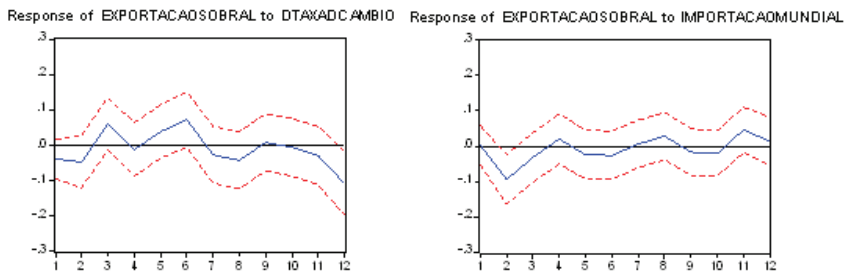
Figura 1 - Impulso Resposta Fortaleza



Fonte: Elaboração Própria

Na figura 2, um choque na taxa de crescimento do cambio resulta no inicio em efeito negativo nas exportações de Sobral, porem esta fica oscilando tendendo para quedas ao final de 12 períodos. Um choque na renda mundial inicialmente causa um efeito quase nula sobre as exportações, no primeiro mês, apresentando-se negativo até o terceiro período e oscilando a partir deste. Com isso, observa-se que este município é mais sensível à choques que afetam renda mundial e à oscilações na taxa de cambio.

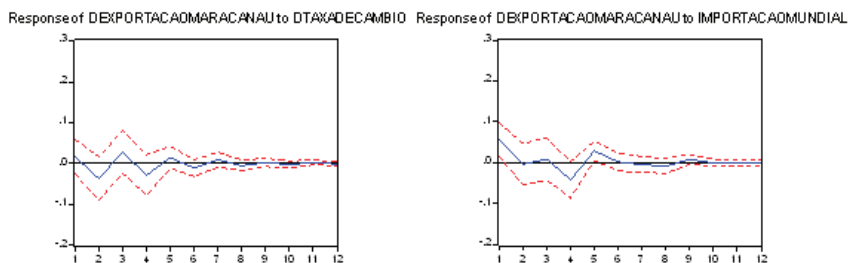
Figura 2 - Impulso Resposta Sobral



Fonte: Elaboração Própria

Já na figura 3, observa-se que as exportações de Maracanaú reage positivamente a um choque não antecipado nas duas variáveis analisadas, sendo que, o choque na renda mundial apresenta um maior efeito.

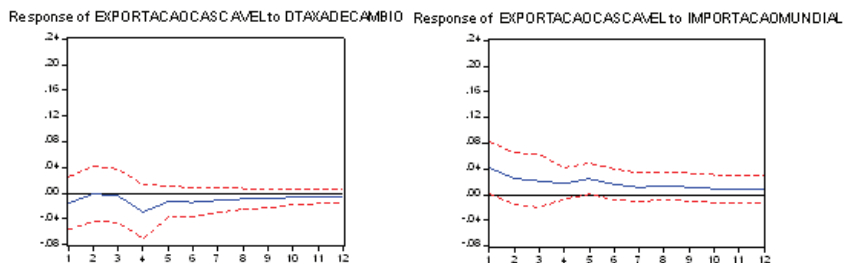
Figura 3 - Impulso resposta de Maracanaú



Fonte: Elaboração Própria

A figura 4, referente a Cascavel, observa-se que um choque na taxa de cambio resulta nos quatro primeiros meses um efeito negativo, enquanto que um choque na renda mundial ocasiona apenas efeitos positivos sobre o valor das exportações deste município e com durações prolongadas, mais de doze meses. Assim, se ocorrer um choque nesta variável, este irá demorar mais de doze períodos para se dissipar.

Figura 4 - Impulso resposta Cascavel



Fonte: Elaboração Própria

5.6 Decomposição da Variância

Além da função impulso resposta, também foi realizado a análise da decomposição da variância que consiste em explicitar a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais variáveis incluídas no VAR, ou seja, a decomposição da variância do erro de previsão nos diz qual a proporção dos movimentos nas séries devido a seus próprios choques versus choques de outras variáveis.

Dessa forma, os resultados são apresentados na tabela A2 em anexo, sendo possível verificar que as variáveis renda mundial e variação na taxa de cambio são fatores determinantes na explicação da evolução do valor das exportações dos municípios de Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, com destaque para o segundo, onde, aproximadamente 29% da variância do erro de previsão das exportações é explicada pelos choques destas variáveis ao final de 12 período (1 ano), em seguida, tem-se Maracanaú, Cascavel e Fortaleza, com 13,61%, 12,92% e 4,69%, respectivamente.

Além disso, observa-se que a renda mundial teve um impacto superior a taxa de câmbio sobre o valor das exportações dos municípios Maracanaú e Cascavel, pois, individualmente, a variável renda mundial explica aproximadamente 8,43% e 9,29% da variância do erro de previsão das exportações desses municípios, respectivamente, enquanto, a variável taxa de câmbio é responsável por cerca de 5,20% e 3,63% dessa variância considerando o período analisado. Já para Fortaleza e Sobral, a taxa de cambio apresentou maior impacto sobre o valor das exportações do que a renda mundial, explicando cerca de 3,23% e 17,82%, respectivamente, enquanto a renda é responsável por 1,44% e 11,14%. Na estimação também foi realizado também o teste de CUSUM que encontra-se em anexo e verificou-se que as retas ficaram dentro do intervalo de confiança a 5%, mostrando assim que o modelo encontra-se estável, desta forma, não foi rejeitado a hipótese nula de estabilidade do modelo.

CONCLUSÃO

Este trabalho procura ampliar o debate na literatura sobre os principais determinantes das exportações, ao analisar a relação entre estas, taxa de câmbio e renda mundial. O Diferencial deste trabalho reside em tratar as exportações do Ceará de forma desagregada, analisando essa relação para os principais municípios exportadores do estado, Fortaleza, Maracanaú, Sobral e Cascavel. Para tanto, utilizou-se um modelo de Vetor Auto regressivo (VAR) para estimação das equações de exportação no período de janeiro de 2005 a janeiro de 2013.

Dos testes de raiz unitária, observou-se que as séries são estacionárias, exceto, para as exportações de Maracanaú e a taxa de câmbio, onde foi tomada a primeira diferença para obtenção da estacionaridade. Quanto a causalidade de Granger foi verificado que a renda mundial e a variação da taxa de câmbio, renda e exportação de Sobral influenciam uma a outra na previsão e que a variável taxa de câmbio ajuda a prever as exportações de Fortaleza.

Com o intuito de verificar como as exportações de cada municípios reage a choques na variação da taxa do câmbio e da renda mundial foram obtidas as funções de impulso-resposta que mostraram que a resposta do valor das exportações a um choque nestas variáveis tem efeitos pouco expressivos, com destaque para o município de Cascavel, o qual se mostrou o mais sensível a choques na renda mundial.

A decomposição da variância aponta que variáveis renda mundial e a variação na taxa de câmbio são fatores determinantes na explicação da evolução do valor das exportações dos municípios, Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, com ênfase no segundo, onde aproximadamente 29% da variância do erro de previsão das exportações é explicada pelos choques dessas variáveis ao final de 12 período (1 ano). Além disso, para os municípios de Cascavel e Maracanaú, a renda mundial se mostrou mais importante sobre o valor das exportações, explicando 8,4% e 9,29% da variância do erro

de previsão, enquanto que para Fortaleza e Sobral, esta variável teve um impacto de 1,44% e 11,14%, respectivamente. Vale ressaltar, que Fortaleza é o município que apresenta a maior proporção da variância do erro explicada pelo choque na própria variável, indicando ser a variável com mais estabilidade.

Acredita-se na relevância dos resultados aqui encontrados ao mostrar a relação entre exportações, taxa de cambio e renda mundial para os principais municípios exportadores do Ceará, onde esta irá variar de acordo com o município analisado, uma vez que essas variáveis possuem impactos diferentes sobre as exportações destes municípios.

REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO

BRAGA, H. C; MARKWALD, R. A. **Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo.** (Texto para Discussão, n. 57) Rio de Janeiro: IPEA, 1983.

CASTRO, A. S; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 28, n.1, p. 1-68, março. Rio de Janeiro, 1997.

DICKEY, D. A.; W. A. FULLER **Distribution of estimators for autoregressive time series with a unit root.** **J. Am. Stat. Assoc.** v. 74, p. 427–431, 1979.

ENDERS, W. **Applied econometric time series.** New York: John Wiley, 1995

ENFOQUE ECONÔMICO. **O comércio Exterior Cearense por Municípios e Empresas.** Fortaleza: IPECE, v.22. Jan.2012

ENFOQUE ECONÔMICO. **Importações cearense crescem mais que as exportações.** Fortaleza: IPECE, v.13. Nov.2011.

FREIRE JUNIOR, J; LIMAPAIVA, W; NETO TROMPIERI, N. **Taxa de Câmbio, Renda Mundial e Exportações de Calçados: Um estudo para a economia Cearense.** Fortaleza: IPECE, p.3-11, 2010.

GOMES, E; FANTINEL, V. **O impacto da taxa de cambio e renda mundial nas exportações de calçados gaúchos.** Porto Alegre, p.6-13, 2012.

GOLDSTEIN, M; E KHAN, M.S. **The supply and demand for exports: a simultaneous approach.** The Review of Economics and Statistics, 60(2), 1978

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: <cidades.ibge.gov.br/xtras/home.php>. Acesso em agosto de 2013

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE). O comércio Exterior Cearense por Municípios e Empresas. Fortaleza, v.22 Jan.2012

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE) INFORME. Dinâmica das Exportações Cearenses nos Últimos Dez Anos: Uma Avaliação dos Principais Setores. Fortaleza, v.58 Jan.2013

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control** v. 12, n. 2–3, p. 231–254. 1988

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR.

Disponível em: <www.mdic.gov.br>. Acesso em: agosto de 2013

PHILLIPS, P.C.B. AND P. PERRON. Testing for Unit Roots in Time Series Regression. **Biometrika**, v.75, p.335-346, 1988

PORTUGAL, M. S. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportações brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.23, n.2, p.313-348, ago.1993.

FABRIS, T, R.; MEURER, R. **O comportamento de curto prazo das exportações catarinenses**. Santa Catarina: Universidade Federal de Santa Catarina, 2009

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**. v.48, p. 1-48, 1980.

SULIANO, D.C; CAVALCANTE, A. L. **Municípios Exportadores Cearenses: Uma abordagem recente**. (Texto para Discussão n. 70). Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica, Ceará, p.5-12, Fev.2010.

ZINE JÚNIOR.A.A. Funções de exportação e importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.18, n. 3, p. 615-622, dez. 1989

ANEXOS

A1 - Causalidade de Granger: Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel

Hipótese / Análise Fortaleza	Obs.	Estatística	Probabilidade
LnX não causa granger em dLnTC	95	0.04825	0.82662
dLnTC não causa granger em LnX		295.079	0.08920
LnY não causa granger em dLTC	95	552.720	0.02086
dLTC não causa granger em LnY		503.963	0.02717
LnY não causa granger em LnX	96	140.982	0.23811
LnX não causa granger em LnY		0.68193	0.41104
Hipótese / Análise Sobral	Obs.	Estatística	Probabilidade
LnX não causa granger em dLnTC	84	0.91411	0.53875
dLnTC não causa granger em LnX		133.266	0.22523
LnY não causa granger em dLnTC	84	275.954	0.00485
dLnTC não causa granger em LnY		385.893	0.00023
LnY não causa granger em LnX	85	235.985	0.01467
LnX não causa granger em LnY		228.682	0.01800
Hipótese / Análise Maracanaú	Obs.	Estatística	Probabilidade
LnX não causa granger em dLnTC	93	1.03186	0.38266
dLnTC não causa granger em LnX		1.08033	0.36184
LnY não causa granger em dLnTC	93	4.59420	0.00496
dLnTC não causa granger em LnY		4.38192	0.00641
LnY não causa granger em LnX	93	1.82050	0.14945
LnX não causa granger em LnY		0.60004	0.61671
Hipótese / Análise Cascavel	Obs.	Estatística	Probabilidade
LnX não causa granger em dLnTC	93	2.44266	0.06961
dLnTC não causa granger em LnX		0.47287	0.70199
LnY não causa granger em dLnTC	93	4.59420	0.00496
dLnTC não causa granger em LnY		4.38192	0.00641
LnY não causa granger em LnX	94	0.81494	0.48902
LnX não causa granger em LnY		0.91480	0.43727

Fonte: Elaboração Própria

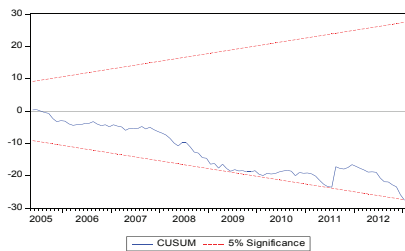
Tabela A2 - Análise da Decomposição da Variância – Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel

Período	LnXFortaleza	LnY	dLnTC	LnXSobral	LnY	dLnTC
1	98.15142	0.763612	1.084967	100.0000	0.000000	0.000000
2	96.28498	0.747881	2.967138	87.86880	11.10135	1.029846
3	95.88691	0.877801	3.235291	82.85891	11.07417	6.066924
4	95.72464	1.024604	3.250752	82.36561	11.40841	6.225978
5	95.60818	1.143631	3.248192	80.97784	11.66346	7.358704
6	95.52109	1.233551	3.245358	77.15582	11.40346	11.44072
7	95.45635	1.300470	3.243175	76.46989	11.25392	12.27620
8	95.40831	1.350139	3.241546	74.76725	11.58984	13.64291
9	95.37267	1.386994	3.240337	74.54247	11.81200	13.64553
10	95.34622	1.414345	3.239439	74.42149	12.04113	13.53738
11	95.32658	1.434647	3.238773	73.21231	13.24646	13.54122
12	95.31200	1.449718	3.238278	71.02887	11.14490	17.82623
Período	LnXMaracanaú	LnY	dLnTC	LnXCascavel	LnY	dLnTC
1	91.27969	7.984349	0.735958	94.94056	4.434080	0.625361
2	92.12947	5.178464	2.692064	93.46032	5.923865	0.615811
3	91.08975	5.102715	3.807530	92.99902	6.403229	0.597748
4	87.73606	7.441209	4.822732	90.94647	6.701438	2.352092
5	86.71391	8.343095	4.942995	89.55192	7.801026	2.647057
6	86.69440	8.248735	5.056862	88.85533	8.157030	2.987644
7	86.57395	8.258623	5.167429	88.42404	8.358831	3.217129
8	86.47224	8.335344	5.192415	87.97227	8.674265	3.353466
9	86.39806	8.411637	5.190305	87.61882	8.898858	3.482317
10	86.39658	8.409122	5.194296	87.40703	9.044395	3.548574
11	86.38697	8.412320	5.200706	87.23009	9.173989	3.595923
12	86.38446	8.413614	5.201930	87.07445	9.293911	3.631636

Fonte: Elaboração Própria

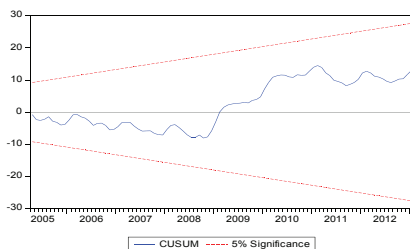
Anexo B – Teste de Cusum

Gráfico B1 - Teste de Cusum - Fortaleza



Fonte: Elaboração Própria

Gráfico B2 - Teste de Cusum - Sobral



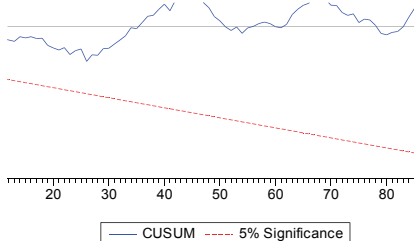
Fonte: Elaboração Própria

Gráfico B3 - Teste de Cusum - Maracanaú



Fonte: Elaboração Própria

Gráfico B4 - Teste de Cusum - Cascavel



Fonte: Elaboração Própria

GASTOS PÚBLICOS PROMOVEM CRESCIMENTO ECONÔMICO? EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA ECONOMIA CEARENSE UTILIZANDO VETORES AUTOREGRESSIVOS COM CORREÇÃO DE ERRO

Décio Nonato Chaves de Assis*

Cláudio André Gondim Nogueira**

RESUMO

Por um lado, a chamada Lei de Wagner afirma que o crescimento econômico é determinante para explicar o aumento dos gastos públicos ($Y \rightarrow G$). Por outro, a teoria Keynesiana enfatiza a importância dos gastos públicos sobre o crescimento do produto ($G \rightarrow Y$). Nesse contexto, o objetivo desse estudo foi investigar a relação entre gastos públicos e crescimento econômico para o Ceará no período 1986-2008, a partir de dados do Tesouro Nacional e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), buscando aferir evidências empíricas que validem ou não as hipóteses de Wagner e/ou Keynes. Para tanto, foram utilizadas modernas técnicas da econometria de séries de tempo (teste de raízes unitárias, testes de cointegração, VEC com funções impulso-resposta, e teste de causalidade de Granger). Verificou-se no estudo indícios que favorecem a hipótese keynesiana durante o período estudado para a economia cearense. Portanto, o governo deve manter a sua capacidade de financiar esses gastos de maneira equilibrada e criteriosa, evitando a obtenção de déficits, de forma a estimular o crescimento de forma estável.

* CAEN/UFC–Mestrado em Economia. IPECE- Gerente de Estatística, Geografia e Informação.

** Universidade de Fortaleza – Centro de Ciências da Comunicação e Gestão (CCG). IPECE – Analista de Políticas Públicas.

Palavras-chave: Gastos públicos. Crescimento econômico. Lei de Wagner. Multiplicador keynesiano.

ABSTRACT

On the one hand, the so-called Law of Wagner says that economic growth is crucial to explain the increase in public spending ($Y \rightarrow G$). However, the Keynesian theory emphasizes the importance of public spending on output growth ($G \rightarrow Y$). In this context, the purpose of this study was to investigate the relationship between public spending and economic growth for the period 1986-2008 in Ceará, data from the National Treasury and the Institute for Applied Economic Research (IPEA), seeking to measure empirical evidence that validates or not the assumptions of Wagner and / or Keynes. For this purpose, modern techniques of econometrics time series (unit root test, cointegration test, VEC with impulse-response functions and Granger causality test) were used. It was found in this study evidence favoring Keynesian assumption during the study period for Ceará's economy. Therefore, the government must maintain its ability to finance these expenditures in a balanced and judicious manner, avoiding getting deficits in order to stimulate growth in a stable manner.

Keywords: Public Expenditures. Economic growth. Wagner's Law. Keynesian multiplier.

1 INTRODUÇÃO

A relação entre gastos do governo e crescimento econômico tem suscitado bastante controvérsia na academia. Mais especificamente, não há um consenso, tanto do ponto de vista teórico como empírico, sobre qual deve ser a causalidade entre essas variáveis econômicas. Esse debate é importante, pois, os gastos públicos têm crescido significativamente ao longo do tempo em vários países e existe uma percepção muito disseminada de que o governo tem um papel importante no processo

de desenvolvimento econômico de um país (SEVITENYI, 2012). Essa discussão também é importante para se discutir se o setor público deve ou não intervir para estabilizar as flutuações de curto prazo da atividade econômica (MAGAZZINO, 2011).

Ao longo do tempo, algumas postulações teóricas surgiram buscando explicar tal relação, dentre as quais é possível citar a denominada lei de Wagner, postulada no final do século XIX, que afirma que o crescimento econômico é variável determinante para explicar o crescimento dos gastos públicos. Nesse aspecto, teoriza-se que o crescimento da renda da economia tem por consequência o aumento das receitas públicas que permitem uma maior capacidade de financiamento dos gastos governamentais, além de que, com o crescimento econômico se tem uma maior demanda pela provisão de bens e serviços públicos.

Magazzino (2011), por exemplo, corrobora essa visão e argumenta que a participação dos gastos públicos no PIB tende a aumentar como consequência do processo de desenvolvimento econômico, pois, as funções públicas tendem a substituir as atividades privadas e, também, aumentam os gastos com cultura e bem-estar social.

Noutra vertente, tem-se a teoria Keynesiana expondo a importância que os gastos governamentais exercem sobre o crescimento do produto de uma economia, teorizando, desse modo, o chamado efeito multiplicador Keynesiano, que apregoa que os gastos públicos geram um efeito multiplicador na renda e, assim, quanto mais gastos mais renda (LOPES; VASCONCELLOS, 2000; SILVA, 1999). Assim, a principal implicação dessa proposta é que um aumento nos gastos do governo geraria uma elevação positiva no crescimento econômico por meio de uma elevação da renda nacional (OMOKE, 2009 apud SEVITENYI, 2012, p. 38).

Várias tentativas de se avaliar empiricamente essa relação entre gastos públicos e PIB têm sido empreendidas ao longo do tempo. Magazzino (2011) fez uma ampla revisão da literatura recente sobre o

tema (entre 1996 e 2010) e indicou que os estudos realizados apontam em quatro direções distintas. No caso, há um grupo de estudos que apontam para a neutralidade da relação entre as variáveis em questão, i.e., não há correlação estatisticamente significativa entre elas. Um segundo grupo de estudos oferece evidências empíricas em favor da lei de Wagner, indicando que a causalidade seria unidirecional com o PIB determinando os gastos públicos. Há, também, um terceiro grupo em que os dados favorecem a hipótese keynesiana de que o aumento dos gastos públicos estimularia o crescimento do PIB. Finalmente, há ainda outro grupo de estudos que estabelecem uma dupla causalidade entre as referidas variáveis, sugerindo uma hipótese de feedback entre elas.

De acordo com Magazzino (2011) e Peacock e Scott (2000), o tipo de relação que se verifica em determinada economia tem implicações fundamentais para a política econômica. Assim, se for verificada a hipótese de neutralidade, então, seria pouco aconselhável a expansão dos gastos públicos na tentativa de impulsionar a atividade econômica. No caso da hipótese wagneriana ser aceita, então, faz mais sentido projetar a expansão dos gastos públicos de forma a compatibilizá-los com as necessidades determinadas pelo processo de desenvolvimento do país. Já no caso de verificação da hipótese keynesiana, os tradicionais mecanismos de política fiscal poderiam ser utilizados para correções anticíclicas da atividade econômica. E, finalmente, se for verificada a hipótese de feedback, deveria haver uma compatibilização dos gastos públicos com a expansão do PIB, considerando-se que o ritmo dessa expansão terá um efeito significativo nos gastos no futuro.

Nesse contexto, o objetivo do presente estudo é, portanto, investigar a relação entre gastos públicos e crescimento econômico para o estado do Ceará no período de 1986 a 2008, a partir de dados oriundos do Tesouro Nacional e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), buscando aferir evidências empíricas que validem ou não as hipóteses de Wagner e/ou Keynes. Esse estudo faz-se necessário, haja vista a importância de se investigar o tamanho da participação do

setor público em uma economia, dado que, o estado tem como função primordial elevar o bem-estar da sociedade.

Além desta introdução, este artigo divide-se em mais seis seções. A seção que se segue faz um resumo dos trabalhos sobre o tema. A terceira seção faz uma apresentação dos fatos estilizados sobre PIB e Gastos Públicos. Na quarta seção é apresentada a metodologia utilizada no estudo. Na quinta temos a análise dos resultados e, por fim na sexta as conclusões do trabalho.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Os estudos que buscam investigar a controvérsia Wagner/Keynes demonstram que não há consenso sobre o tema. Desse modo, Magazzino (2011) aponta quatro grupos de direções de resultados possíveis: i) Um primeiro grupo de estudos que apontam para a neutralidade da relação entre gastos públicos e PIB; ii) Um segundo grupo de estudos que oferecem evidências empíricas em favor da lei de Wagner, indicando que a causalidade seria unidirecional com o PIB determinando os gastos públicos ($Y \rightarrow G$); iii) Há, também, um terceiro grupo que favorece a hipótese keynesiana de que o aumento dos gastos públicos estimularia o crescimento do PIB ($G \rightarrow Y$); iv) Por fim, um grupo de estudos que estabelecem uma dupla causalidade entre as referidas variáveis, sugerindo uma hipótese de feedback entre elas.

Nesse aspecto, representando o primeiro grupo apontado por Magazzino (2011) podemos citar o trabalho de DEMIRBAS (1999), que utilizando dados para a Turquia, no período de 1950 a 1990, investiga a possível validação da lei de Wagner, para isso impõe como condição necessária a existência de cointegração entre renda e gasto público e como condição suficiente a existência de causalidade unidirecional de renda as despesas públicas, desse modo, usando os testes de cointegração de Engle e Granger e de causalidade de Granger, não encontra evidência empírica para a validação da lei de Wagner.

Husnain (2011) testa a hipótese de Wagner versus Keynes utilizando dados anuais de três países do sul da Ásia, Paquistão, Índia e Sri Lanka, durante o período 1975 a 2009, a metodologia empregada foi o teste de cointegração de Engle e Granger, o modelo Vetor de Correção de Erros (VEC) e o teste de causalidade de Granger. A análise revelou que as despesas públicas no Paquistão estão relacionadas com o PIB per capita tanto no sentido keynesiano como no Wagneriano. No Sri Lanka despesas públicas seguem a lei de Wagner, enquanto no caso da Índia não foi encontrada evidência de cointegração entre o gasto público e o PIB per capita, com isso nada se pode afirmar para tal país.

Representando o segundo grupo de resultados ($Y \rightarrow G$), Pahlavani et al (2011) examina a relação causal entre o tamanho do governo, medida pela percentagem da despesa total no PIB, e o crescimento econômico no Irã durante o período de 1960 a 2008. A análise empírica realizada utilizou o teste de cointegração proposto por Pesaran et al (2001) e o teste de causalidade de Granger baseado a partir do modelo de correção de erros (VEC) e, finalmente, foi utilizada uma versão modificada do teste de causalidade de Granger proposta por Toda e Yamamoto (1995). Os resultados mostraram que o crescimento econômico causa um aumento do tamanho do governo na economia iraniana, o que validou, desse modo, a lei de Wagner.

Já do ponto de vista da hipótese keynesiana de que o aumento dos gastos públicos estimularia o crescimento do PIB ($G \rightarrow Y$). Govindaraju et al. (2010) utilizando dados da Malásia para o período de 1970 a 2006, aponta que a hipótese keynesiana é válida para este país, mostrando que gastos públicos causam crescimento econômico no sentido de Granger.

Por fim, estudos que estabelecem uma dupla causalidade entre as referidas variáveis. Chow *et al.* (2002), observa a existência de cointegração, mas não consegue determinar a direção do efeito para a economia do Reino Unido no período de 1948 a 1997. Do mesmo modo Halicioğlu (2005), usando dados para a Turquia de 1960 a 2000, e

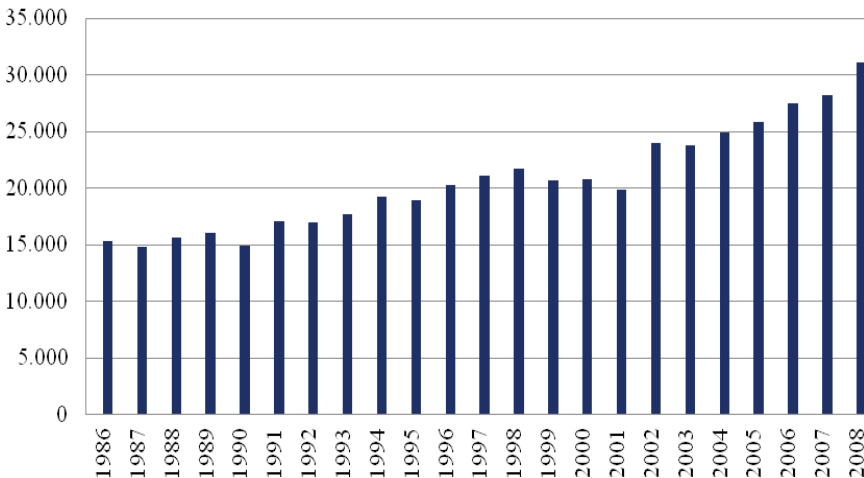
Ziramba (2009) para África do Sul de 1960 a 2006, apesar de detectarem cointegração, identificam o chamado efeito feedback entre as variáveis.

3 FATOS ESTILIZADOS

Esta seção tem o objetivo de apresentar, resumidamente, a dinâmica temporal do Produto Interno Bruto cearense e do Gasto Corrente estadual. Assim, expõe-se a seguir gráficos sobre as variáveis citadas, além de apresentar a relação entre ambas através da proporção do Gasto Corrente sobre o PIB.

O Gráfico 1, abaixo, apresenta a variável: Produto Interno Bruto Cearense em bilhões de R\$ do ano 2000, nas últimas três décadas. Pode-se observar para o período inicial da série um nível de produto razoavelmente constante. No entanto, destaca-se que a partir do ano de 2001, observa-se um aumento significativo dessa variável, que parte do patamar dos 20 bilhões de reais em 2001, para 30 bilhões em 2008, aproximadamente.

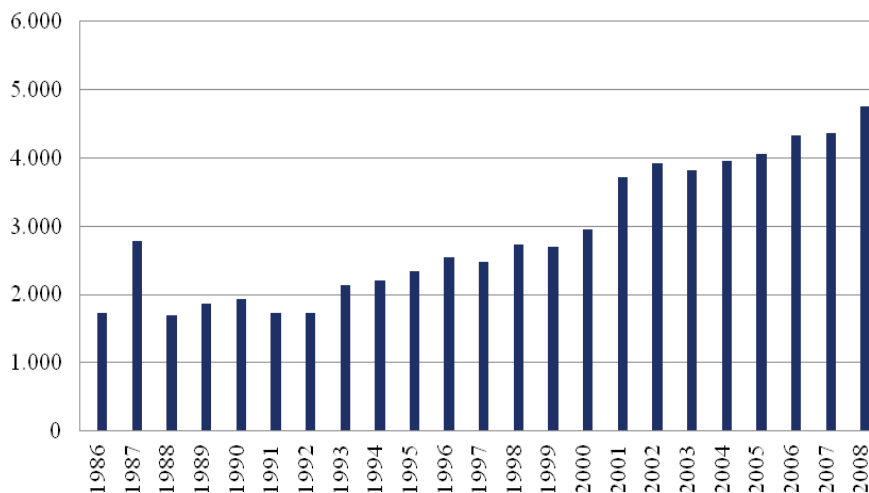
GRÁFICO 1: Produto Interno Bruto Cearense em bilhões de R\$ do ano 2000 para o período de 1986-2008.



Fonte: STN. IPEA. Elaborado pelos autores.

O Gráfico 2, a seguir, é elucidativo da evolução do Gasto Corrente Estadual do Ceará no período de 1986 a 2008. Nota-se que a dinâmica temporal da variável apresentou certa semelhança ao comportamento do Produto Interno Bruto. Destacando-se o fato de exibirem uma aparente tendência comum de crescimento, principalmente a partir do ano de 2001.

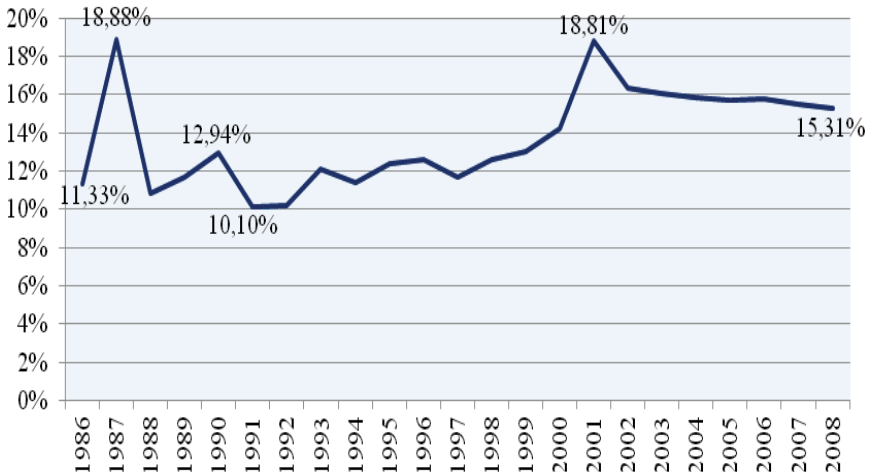
GRÁFICO 2: Gasto Corrente Estadual em bilhões de R\$ do ano 2000 para o período de 1986-2008.



Fonte: STN. IPEA. Elaborado pelos autores.

Na tentativa de observar de maneira mais explícita a relação temporal entre Gastos Correntes do Governo e PIB, construiu-se a variável Proporção dos Gastos Correntes sobre PIB para o estado do Ceará. Desse modo, como expõe o Gráfico 3, tem-se que os gastos correntes do governo cearense aumentaram no decorrer do período em estudo, enquanto em 1991 representavam 10,10% do PIB, em 2008 eram 15,31%.

GRÁFICO 3: Proporção dos Gastos Correntes sobre PIB no estado do Ceará: 1986-2008



Fonte: STN. IPEA. Elaborado pelos autores.

4 METODOLOGIA

A base de dados que viabilizou a pesquisa foi obtida junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada além do Tesouro Nacional. As variáveis coletadas foram Gastos Correntes e Produto Interno Bruto (PIB), ambas encontram-se deflacionadas pelo deflator implícito do PIB e estão em reais do ano 2000.

Em termos da análise de dados, inicialmente procedeu-se verificando a estacionariedade das séries por meio do teste de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) (BUENO, 2008; ENDERS, 2009). Daí foi possível determinar a ordem de integração da série, o que é importante para a apropriada estimação do modelo.

Partindo-se da constatação que ambas as séries são integradas de ordem 1 (como será verificado adiante, o passo seguinte foi a realização do teste de cointegração de Johansen (BUENO, 2008; ENDERS, 2009), que busca verificar se as séries apresentam uma relação de longo

prazo que não é expúria.

A realização desses testes é importante, pois, de acordo com os resultados é que se determina a forma adequada do modelo. No caso de séries não cointegradas deve ser formado um Vetor Autoregressivo (VAR) e no caso de cointegração um Vetor de Correção de Erros (VEC) (BUENO, 2008; ENDERS, 2009).

Finalmente, para aspectos de inferência será verificada, a partir da função de resposta ao impulso e do teste de causalidade de Granger, qual a relação de causalidade exibida entre gastos correntes do governo e Produto Interno Bruto, desse modo ter-se-á fundamentos econométricos que responderão à controvérsia Wagner-Keynes.

5 RESULTADOS

Como exposto na tabela a seguir, a partir do teste de raiz unitária (ADF) verificou-se que ao nível de significância de 1% ambas as variáveis são estacionárias após a primeira diferenciação. Isso significa dizer que as duas séries, gastos correntes e PIB, têm distribuição $I(1)$, ou seja, são integradas de ordem um, como se verifica por meio da Tabela 1.

Tabela 1 - Resultados do Teste ADF – Gastos correntes e PIB

Variável	Estatística t	Valor p
Gastos	-2.488124	0.3299
Δ Gastos	-7.756111	0.0000
PIB	-1.862662	0.6392
Δ PIB	-6.167538	0.0001

OBS.: Valores críticos

Fonte: STN. IPEA. Elaborado pelos autores.

Prosseguindo, buscando verificar a existência de cointegração entre as variáveis, programou-se o teste de Johansen, que mostrou (TABELA 2) a existência de um vetor cointegrante e informou que o modelo deveria ser estimado sem intercepto ou tendência.

Tabela 2 - Resultados do Teste de Johansen – Gastos correntes e PIB

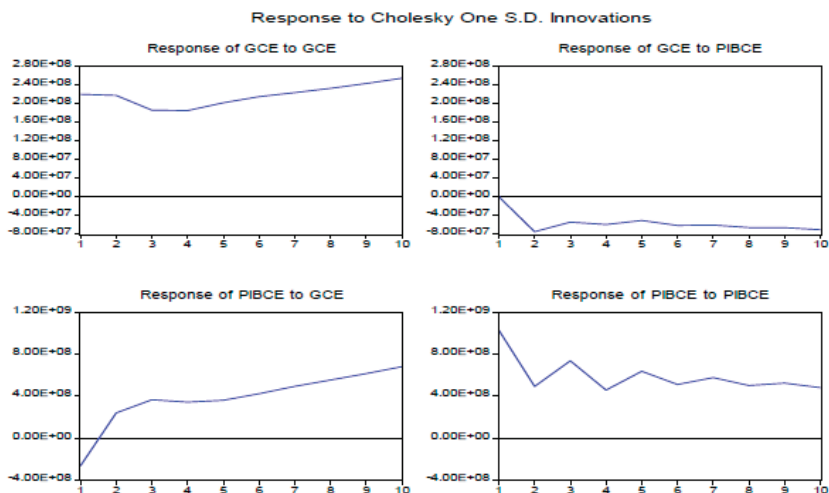
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	0	0	0	0
Max-Eig	1	0	0	0	0

Fonte: STN. IPEA. Elaborado pelos autores.

Procurando corroborar esse argumento realizou-se o teste de cointegração proposto por Engle e Granger e observou-se que o resíduo da regressão de gastos contra PIB, ambas $I(1)$, apresentou-se estacionário com estatística $t = -3,348$, maior do que o valor crítico tabulado por Engle e Granger ao nível de significância de 10%. Desse modo, obteve-se mais um argumento que ratifica cointegração entre as variáveis. Dado isso, o modelo estimado foi o Vetor de Correção de Erros (VEC), que se mostra mais adequado quando as variáveis têm ordem de integração iguais e maior que zero, pois se tem uma menor perda de parcimônia além de permitir o estabelecimento de relações de curto e longo prazo entre as variáveis (BUENO, 2008; ENDERS, 2009).

Para aspectos de inferência, observa-se pelas funções impulso-resposta, exibida abaixo (ver a Figura 1), que o PIB cearense é sensível a variações nos gastos correntes do governo.

Figura 1 - Funções impulso-resposta



Fonte: STN. IPEA. Elaborado pelos autores.

Finalmente, corroborando o resultado anterior, verificou-se a relação de causalidade entre as variáveis por meio do teste de causalidade de Granger (ver a Tabela 2).

Tabela 3 - Teste de causalidade de Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 12/03/11 Time: 00:26
 Sample: 1986 2008
 Included observations: 20

Dependent variable: D(GCE)

Excluded	Chi-sq	df	Prob
D(PIBCE)	2.242510	2	0.3259
All	2.242510	2	0.3259

Dependent variable: D(PIBCE)

Excluded	Chi-sq	df	Prob
D(GCE)	5.096391	2	0.0782
All	5.096391	2	0.0782

Fonte: STN. IPEA. Elaborado pelos autores.

Por meio desse teste, observou-se que, ao nível de significância de 10%, os Gastos correntes causam unidirecionalmente PIB no sentido de Granger, o que fornece indícios da validação da proposição keynesiana para a economia cearense no período analisado.

6 CONCLUSÕES

Esse trabalho contribuiu para a literatura que estuda a relação entre Estado e Economia averiguando a controvérsia entre a lei de Wagner e a teoria Keynesiana por meio de modernas técnicas de econometria de séries de tempo.

Verificou-se, pelas funções impulso-resposta e pelo teste de causalidade de Granger, a validação da hipótese keynesiana no período estudado para a economia do estado do Ceará, demonstrando que os gastos correntes do governo cearense influenciam nas variações no nível de produto da sua economia.

Esse resultado é particularmente importante, pois, se os gastos correntes induzem o crescimento do PIB por meio do efeito multiplicador, então, o governo deve manter a sua capacidade de financiar esses gastos de maneira equilibrada.

Nessa perspectiva, Pontes, Baca e Trompieri Neto (2014) analisaram as finanças públicas do Estado do Ceará durante o período 2002 e 2012 e constataram que o estado vem adotando nos últimos anos uma gestão compatível com o que estabelece a Lei de Responsabilidade Fiscal, exibindo elevações significativas na arrecadação de impostos como o ICMS e o IPVA de forma a compensar o menor dinamismo das receitas de transferência e a acomodar o crescimento das despesas, obtendo significativos superávits primários ao longo do período considerado, e, também, de forma a reduzir significativamente a sua dívida consolidada líquida.

Deve-se considerar, também, que para impulsionar ainda mais o crescimento do PIB, o governo cearense deve ser mais criterioso em

seus gastos (e também em seus investimentos), priorizando aqueles que possuem maior sinergia com a expansão da economia. Dessa forma, gastos que promovem uma maior eficiência, eficácia e efetividade da gestão pública, assim como aqueles que ajudam a expandir e aprimorar as dotações de capital físico, natural, humano e social do Estado seriam essenciais. Gastos públicos que reduzem as desigualdades sociais e regionais, possibilitando a expansão do consumo dos mais pobres e um maior dinamismo das economias das regiões menos desenvolvidas do estado, também, são muito importantes para um processo crescimento mais equânime da economia.

Nesse sentido, Pontes, Baca e Trompieri Neto (2014) indicaram que os gastos com saúde e educação cresceram, ao longo do período 2002-2012, mais que os outros gastos do governo. Ademais, os autores enfatizam que houve investimentos expressivos visando ampliar a capacidade produtiva, a expansão da infraestrutura e a melhor qualificação da mão-de-obra, o que tem o potencial de aumentar a competitividade da economia cearense e de melhorar a qualidade de vida da população.

Entretanto, Barreto *et al.* (2014, p. 394-395) indicaram que (...) os ganhos de eficiência obtidos recentemente foram muito importantes, mas a arrecadação tributária não poderá crescer indefinidamente. Nesse sentido, deve-se considerar ainda que as obras estruturantes construídas terão um efeito significativo nos gastos de custeio nos próximos anos, o que trará novos desafios para a gestão dos recursos públicos.

Portanto, diante dessas questões, é essencial ressaltar a relevância do controle das contas públicas, evitando a obtenção de déficits e um elevado grau de endividamento, o que é fundamental para a estabilidade da relação entre gastos públicos e crescimento do PIB no longo prazo para a economia cearense.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARRETO, F. A. et al. Comentários gerais e estratégias para o desenvolvimento social do Ceará. In: Flávio Ataliba F. D. Barreto; Adriano sarquis Bezerra de Menezes. (Org.). **Desenvolvimento econômico do Ceará: evidências recentes e reflexões**. Fortaleza (CE): IPECE, 2014, p. 392-402.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CHOW, Y.-F., Cotsomitis, J.A., Kwan, A.C.C., (2002), Multivariate cointegration and causality tests of Wagner's hypothesis: evidence from the UK, **Applied Economics**, 34, 1671-1677.

DEMIRBAS, S. **Cointegration analysis, causality testing and Wagner's law: the case of Turkey, 1950-1990**. Annual Meeting of the European Public Choice Society. (Abril: 7-10, 1999).

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. 3.ed. Hoboken (NJ): Wiley, 2009. 544 p.

GOVINDARAJU, C. V. G. R., Rao, R., & Anwar, S. Economic growth and government spending in Malaysia: Are-examination of Wagner and Keynesian views. **Economic Change and Restructuring**. (2010).

HALICIOGLU, F., (2005), Testing Wagner's Law for Turkey, 1960-2003, **Public Economics**.

HUSNAIN, M. I. Keynes versus Wagner: aggregated and disaggregated analysis of public expenditure in selected South Asian countries. **International Research Journal of Finance and Economics**, v. 67, 2011.

LOPES, Luiz Martins; VASCONCELLOS, Marco Antônio Sandoval de (Orgs.) **Manual de macroeconomia: básico e intermediário**. 2.ed. São Paulo, Atlas, 2000.

MAGAZZINO, C. Wagner versus Keynes: Public spending and national income in Italy. **Journal of Policy Modelling**, v.34, p. 890-905, 2012.

PAHLAVANI, M.; ABED, D.; POURSHABI, F. Investigating the Keynesian view and Wagner's law on the size of government and economic growth in Iran. **International Journal of Business and Social Science**, v. 2, n. 13 [Special Issue], jul. 2011.

PEACOCK, A. T.; SCOTT, A. The curious attraction of Wagner's law. **Public Choice**, v. 102, n. 1-2, p. 1-17, 2000.

PESARAN, M. H.; YONGCHEOL, S.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, p. 289-326, 2001.

PONTES, P. A.; BACA, M. C.; TROMPIERI NETO, N. Desempenho fiscal do estado. In: Flávio Ataliba F. D. Barreto; Adriano sarquis Bezerra de Menezes. (Org.). **Desenvolvimento econômico do Ceará: evidências recentes e reflexões**. Fortaleza (CE): IPECE, 2014, p. 115-136.

SEVITENYI, L. N. Government expenditure and econpmic growth in Nigeria: an empirical investigation (1961-2009). **The Journal of Economic Analysis**, v. 3, n. 1, p. 38-51, 2012.

SILVA, José Cláudio Ferreira da. **Modelos de análise macroeconômica: um curso completo de macroeconomia**. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, v. 66, p. 225-250, 1995.

ZIRAMBA, E., (2009), Wagner's Law: An Econometric Test for south Africa, 1960-2006, **South Africa Journal of Economics**, 76, 4, 596-606.

OS DETERMINANTES DOS INDICADORES SOCIAIS DOS MUNICÍPIOS CEARENSES: ANÁLISES PARA O PERÍODO DE 1991 A 2010

Marcelo de Sousa Monteiro*

Guilherme Irffi**

RESUMO

O mote de políticas públicas no Brasil tem se pautado pela busca da superação dos índices de pobreza e pela melhoria das condições de vida da população. Neste sentido, a verificação da efetividade de tais políticas têm se focado na avaliação de indicadores, tais como os de saúde, educação e renda, vistos individualmente ou de forma consolidada a partir do indicador de desenvolvimento humano. Este trabalho visa avaliar a situação dos indicadores sociais, principalmente, de saúde, como a esperança de vida ao nascer, a mortalidade infantil e o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), utilizando dados dos 184 municípios do Estado do Ceará, com informações dos Censos Demográficos realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) nos anos de 1991, 2000 a 2010, extraídas do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013. A análise descritiva dos dados indicou, a priori, que os municípios cearenses apresentaram uma melhora significativa em seus indicadores sociais, bem como uma redução na disparidade.

Palavras-chave: Indicadores sociais, Municípios cearenses, Dados em painel.

* Auditor de Controle Interno e Coordenador de Ações Estratégicas na Controladoria e Ouvidoria Geral do Estado do Ceará (CGE/CE), Mestre em Economia do Setor Público pela Universidade Federal do Ceará (UFC), Brasil.

** Professor do Departamento de Economia Aplicada da UFC.

ABSTRACT

The motto of public policies in Brazil has been guided by the search for overcoming poverty rates and improvement of living conditions of the population. In this sense, the verification of the effectiveness of such policies have focused on evaluating indicators such as health, education and income, individually or consolidated, as viewed from the human development indicator. This study aims to evaluate the situation of social indicators, mainly health and life expectancy at birth, infant mortality and the Municipal Human Development Index (IDHM), using data from 184 municipalities in Ceara State, with information from demographic census, conducted by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) in the years of 1991, 2000 and 2010, extracted from the Atlas of Human Development in Brazil 2013. The descriptive analysis of the data, indicated, a priori, that the municipalities of Ceara showed a significant improvement in social indicators, as well as a reduction in the disparity.

Keywords: Social indicators, Municipalities of Ceara, Panel data.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil está estruturado em um modelo federativo, tendo como base as competências estabelecidas na Constituição Federal de 1988 (CF/88), sendo formado pela União, 26 Estados, o Distrito Federal e mais de 5.560 municípios. A CF/88 estabelece a divisão de receitas tributárias nos níveis federal, estadual e municipal, cabendo às esferas de governo buscar atuar de forma complementar, uma vez que a superação das deficiências impactam diretamente na melhoria das condições de vida da população.

Diante disso, o mote das políticas públicas no Brasil tem se pautado pela busca da superação dos índices de pobreza e pela melhoria das condições de vida da população. Neste sentido, a verificação da efetividade de tais políticas têm se focado na avaliação de indicadores,

tais como os de saúde, educação e renda, vistos individualmente ou de forma consolidada a partir do indicador de desenvolvimento humano.

Em outros termos, pode-se dizer que os estudos sobre a atuação do Estado e os efeitos das intervenções governamentais sobre os indicadores que remetem ao bem-estar da sociedade têm sido utilizados com frequência no intuito de buscar respostas para o aperfeiçoamento das políticas públicas.

Para Januzzi (2002), após a Constituição Federal de 1988, “observa-se um interesse crescente no uso de indicadores sociais para a formulação e avaliação de políticas públicas municipais.” Para o autor, a autonomia dos governos locais, a institucionalização do planejamento público e a descentralização administrativa e tributária, estimularam a utilização dos indicadores para subsidiar o planejamento a médio e longo prazos, para avaliar os impactos ambientais, bem como para justificar a solicitação de recursos e disponibilizar bens e serviços à sociedade.

A utilização de indicadores sociais remonta à segunda década do século XX. No entanto, somente a partir de 1960, com suporte financeiro, conceitual e metodológico de organismos multilaterais, foi conferido status científico à elaboração de instrumentos para a mensuração do bem-estar e da mudança social (Januzzi, 2002).

No entanto, deve-se atentar para o fato de que um indicador social é um conceito que reflete uma medida quantitativa que representa um recorte de parcela da realidade, “com significado social substantivo, podendo ser de interesse teórico (acadêmico) ou programático (planejamento, monitoramento, avaliação de resultados)” (Januzzi, 2002).

Neste sentido, os indicadores sociais têm sido utilizados cada vez mais com interesse programático, ganhando status de medidas-chave para a tomada de decisão pela Administração Pública. Tal constatação pode ser verificada a partir da proposta consolidada pela Organização das Nações Unidas (ONU), denominada de Objetivos do Milênio

(ODM), gerando o compromisso de 191 países-membros da ONU para buscar o desenvolvimento humano sustentável pelos governos, setor privado e sociedade civil.

Os Objetivos do Milênio consistem em oito eixos, com metas e ações que estão focados no combate à pobreza e à fome, na promoção da educação, igualdade entre gêneros, políticas de saúde, saneamento, habitação e defesa do meio ambiente.

De acordo com dados do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), o Estado do Ceará apresentou avanços na melhoria dos indicadores relacionados aos Objetivos do Milênio, em consonância com a realidade nacional, ressaltando o alcance das metas relacionadas à redução da pobreza e melhorias na educação e saúde (IPECE, 2010).

No caso do Ceará, a situação social do Estado é preocupante, haja vista que possui um dos piores indicadores de pobreza e concentração de renda do Brasil. Sendo assim, este trabalho foca os entes públicos locais, representados pelos 184 municípios do Estado do Ceará, distribuídos em oito macrorregiões de planejamento ao longo de uma área total de 148.920,59 Km² e com um contingente populacional de 8.452.381, conforme o Censo Demográfico de 2010.

O escopo do presente trabalho visa avaliar os determinantes para os indicadores sociais dos municípios cearenses, especificamente a esperança de vida ao nascer (ESPVIDA), a mortalidade infantil até um ano e mortalidade na infância até cinco anos (MORT1 e MORT5), além do indicador social agregado do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), que abrange as dimensões de educação, longevidade e renda, adequadas aos governos locais.

Portanto, o objetivo do trabalho consiste em estimar modelos empíricos para investigar os determinantes dos indicadores sociais supracitados, com ênfase na renda domiciliar *per capita* (RDPC) e na renda do trabalho (PRENTRAB). Além disso, se propõe a aferir se os municípios cearenses estão convergindo em seus indicadores sociais, o

que pode representar um processo de equidade social entre municípios cearenses.

Para isso, serão utilizadas as informações do Censo Demográfico realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) nos anos de 1991, 2000 a 2010, extraídas do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013. A partir desses dados, será aplicada a modelagem econométrica para dados em painel, posto que as informações referem-se aos 184 municípios cearenses (unidade de corte transversal) ao longo dos anos supracitados (séries temporais).

Este artigo está organizado em cinco capítulos, incluindo essa introdução. O próximo contempla as evidências empíricas, ou seja, uma breve revisão da literatura empírica sobre indicadores sociais. A fonte e a descrição da base de dados e, ainda, a análise descritiva das variáveis é o tema do terceiro capítulo. Na seqüência, apresenta-se a metodologia econométrica, para modelos de dados em painel, e a estratégia de estimação dos modelos. O quinto capítulo se dedica à análise e discussão dos resultados, concluindo com as considerações finais.

2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

As evidências empíricas verificadas em trabalhos que utilizaram painéis de dados, com informações de entes ao longo do tempo, ou pesquisas de convergência, constituem subsídios à presente pesquisa, no sentido que permitem conhecer modelos e resultados que fomentam os métodos a serem adotados, bem como as práticas a serem evitadas.

Bastos (2011), realizou uma pesquisa para avaliar o impacto do imposto sobre serviços (ISS) no processo de convergência de 645 municípios do Estado de São Paulo, com dados do período de 2000 a 2005. Considerando a heterogeneidade da base de dados, realizou análises em duas etapas, sendo uma para todos os municípios e outra para municípios agrupados em mesorregiões, conforme critérios

estabelecidos pelo IBGE. Os resultados apontaram para a existência de convergência dentre as regiões, com efeitos de dependência espacial diferente entre as regiões pobres e as ricas.

O autor utilizou um modelo de β – *convergência* condicional, em que se mede o grau de dependência da taxa de crescimento de uma determinada região em um período de tempo (corte transversal), comparando-o com o nível inicial, adicionando um conjunto de variáveis explicativas para fins de controle. No entanto, o modelo não foi adequado para explicar o crescimento municipal.

Dias e Dias (2009), realizou pesquisa com dados do período de 1991-2000, para um painel de 27 Estados brasileiros. O modelo utilizou Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (FGLS – *Feasible Generalized Least Square*), relacionando como variáveis endógenas os índices de Analfabetos (Y), Jovens 7 a 14 anos ensino fundamental (Y), Jovens 15 a 17 anos acima 8 anos escol. (Y), Razão Analfabetos/Jovens 7 a 14 (Y), Razão Jovens 15 a 17/Analfabetos (Y), Taxa de qualificação jovens com 8 anos escolaridade (Y), tendo como variáveis explicativas os valores relativos à População acima 25 anos com mais 11 anos de escolaridade em 1991 (C), Taxa geométrica média retorno capital humano 1991-2000 (C), PIB *per capita* (X_1), o índice de desigualdade de GINI (X_2), a Eficiência governamental, indicada pelo logaritmo entre a razão do custo administrativo/custo total e, por último, os gastos com educação *per capita* (X_3).

Os resultados indicaram que os investimentos dos estados em educação são efetivos somente na redução de analfabetos e estão negativamente correlacionados com a educação dos jovens em nível de ensino médio. Assim, os gastos dos governos estaduais se apresentaram como um fator negativo para a educação dos jovens que buscam escolaridade acima de oito anos.

O estímulo à acumulação de conhecimento de longo prazo nos estados é heterogêneo, em função da taxa efetiva de retorno do capital humano e do estoque de capital humano com escolaridade acima de

onze anos em cada Estado, ou seja, a estrutura do mercado de alocação de capital humano difere entre os estados.

Já Ferreira (2004), analisou os dados de investimento em saneamento nos municípios do Estado do Ceará, no período de 1997 a 2001, para avaliar o impacto desses investimentos sobre a taxa de mortalidade infantil. O modelo de regressão linear utilizou o método de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS), tendo como variável endógena a taxa de mortalidade infantil (Y), relacionando-a com a taxa de fornecimento de água (X_1), esgoto (X_2), Urbanização (X_3) e IDH-R (X_4). Os resultados apontam que nos municípios mais pobres o aumento das taxas de água e esgoto reduzem a taxa de mortalidade infantil, enquanto o aumento da urbanização e do IDH-R possuem efeito contrário. Já nos municípios ricos, o aumento de todas as taxas representadas pelas variáveis explicativas, reduz a mortalidade infantil.

Viana (2006) utilizou os dados dos Censos Demográficos do IBGE de 1991 e 2000 para construir uma matriz de transição de Markov, considerando os municípios do Estado do Ceará. A convergência entre os municípios não foi homogênea em virtude das disparidades locais, decorrente da crescente distância entre os municípios pobres ou ricos. No entanto, verificou o aumento do índice de educação para grupos de baixo desenvolvimento, apesar da lenta redução da concentração das classes médio e baixo IDH-M, além do encolhimento e isolamento das classes ricas.

A partir dessa breve revisão dos estudos empíricos, pode-se dizer que essa pesquisa tende a contribuir com a literatura por meio de uma análise dos determinantes dos indicadores sociais dos municípios cearenses a partir da estimação de modelos de dados em painel. Além disso, são feitas análises descritivas para levantar evidências empíricas sobre os indicadores de Esperança de Vida, Mortalidade Infantil, Mortalidade na Infância e no Índice de Desenvolvimento Humano Municipal por meio das informações dos Censos de 1991, 2000 e 2010.

3 FONTE DOS DADOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

A base de dados utilizada no presente trabalho consiste de informações estatísticas dos municípios do Estado do Ceará, extraídas dos Censos Demográficos dos anos de 1991, 2000 e 2010, realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), divulgadas no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013, elaborado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) em parceria com o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e com a Fundação João Pinheiro.

O painel de dados utilizado, com as unidades em corte transversal e com três séries de tempo (1991, 2000, 2010), é balanceado, portanto, com dados para todas as variáveis utilizadas, abrangendo os 184 municípios cearenses no período, totalizando 552 observações.

Para a definição das variáveis a serem utilizadas na pesquisa foram avaliados os aspectos de pertinência com o tema, sendo escolhidos como variáveis dependentes os indicadores de mortalidade infantil, até 1 ano e até 5 anos, o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal e a esperança de vida ao nascer. O Quadro 1, reporta em detalhes as variáveis e suas descrições.

Quadro 1 – Variáveis Dependentes

Variável	Descrição
ESPVIDA	Número médio de anos que as pessoas deverão viver a partir do nascimento, se permanecerem constantes ao longo da vida o nível e o padrão de mortalidade por idade prevalentes no ano do Censo.
MORT1	Número de crianças que não deverão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada 1000 crianças nascidas vivas.
MORT5	Probabilidade de morrer entre o nascimento e a idade exata de 5 anos, por 1000 crianças nascidas vivas.
IDHM	Índice de Desenvolvimento Humano Municipal. Média geométrica dos índices das dimensões Renda, Educação e Longevidade, com pesos iguais.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Sobre o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), vale ressaltar que consiste em uma adaptação da metodologia

do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), criado em 1990, pela equipe de Mahbub ul Haq, ex-Ministro das Finanças e Planejamento do Paquistão, com a colaboração do economista indiano Amartya Sen (UNDP, 1990). O IDH foi divulgado no relatório anual do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) de 1990, tendo sido o primeiro de uma série de vinte e um até o corrente ano.

O objetivo do IDH, declarado expressamente no primeiro relatório, era prático e pragmático, “The orientation of this Report is practical and pragmatic. It aims to analyse country experience to distill practical insights” (UNDP, 1990), tendo ainda a intenção de iniciar um debate sobre o desenvolvimento, visando aprofundar, em detalhes, aspectos atinentes ao planejamento, gestão e financiamento do desenvolvimento humano.

Atualmente o PNUD elabora relatórios regionais, sendo o IDH-M um ajuste metodológico ao IDH Global, publicado em 1998 (com dados do Censo de 1970, 1980, 1991), em 2003 (com dados do Censo de 2000) e em 2013 (com dados do Censo de 2010), disponível nas respectivas edições do Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil, consolidando bancos de dados eletrônicos com informações socioeconômicas sobre todos os municípios e estados do país, inclusive o Distrito Federal.

Vale ressaltar que o IDHM, a exemplo do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), é utilizado para aferir o desenvolvimento, abrangendo aspectos relacionados à renda, educação e longevidade, e está dividido em cinco faixas que variam de Muito Baixo a Muito Alto, conforme apresentado no Quadro 2.

Quadro 2 – Faixas de Desenvolvimento Humano Municipal

Classificação	Pontuação
Muito Alto	0,800 a 1
Alto	0,700 a 0,799
Médio	0,600 a 0,699
Baixo	0,500 a 0,599
Muito Baixo	0 a 0,499

Fonte: Elaborado pelo autor.

Por outro lado, as variáveis explicativas visam avaliar, alternadamente, o impacto da renda domiciliar *per capita* (RDPC) e da renda do trabalho (PRENTRAB) sobre os indicadores sociais dos municípios cearenses considerando informações para os anos de 1991, 2000 e 2010.

Além dessas informações, são utilizados indicadores de desigualdade, educação, infraestrutura hídrica e sanitária, densidade populacional e ocupação feminina. O Quadro 3, apresenta em detalhes a descrição de cada uma das variáveis exógenas analisadas.

Foram destacadas as variáveis PRENTRAB e RDPC, que, por corresponderem ao mesmo componente de verificação empírica, qual seja, a renda, possuem natureza complementar, motivo pelo qual cada uma delas representará uma variável de controle no modelo, sendo utilizada uma de cada vez. Assim, as variáveis exógenas foram classificadas em dois tipos: variáveis explicativas de controle (C), que serão utilizadas alternadamente, gerando dois modelos e as variáveis meramente explicativas (X), utilizadas nos dois modelos.

Quadro 3 – Variáveis Explicativas

continua

Variável	Descrição
ANALF25M (X)	Razão entre a população de 25 anos ou mais de idade que não sabe ler nem escrever um bilhete simples e o total de pessoas nesta faixa etária multiplicado por 100.
GINI (X)	Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade (a renda domiciliar per capita de todos os indivíduos tem o mesmo valor), a 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda). O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes.
PRENTRAB (C)	Participação percentual das rendas provenientes do trabalho (principal e outros) na renda total, considerando-se apenas as pessoas que vivem em domicílios particulares permanentes.
RDPC (C)	Razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total desses indivíduos. Valores em reais de 01/agoosto de 2010.
T_AGUA (X)	Razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com água canalizada para um ou mais cômodos e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100. A água pode ser proveniente de rede geral, de poço, de nascente ou de reservatório abastecido por água das chuvas ou carro-pipa.
T_BANAGUA (X)	Razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com água encanada em pelo menos um de seus cômodos e com banheiro exclusivo e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100. A água pode ser proveniente de rede geral, de poço, de nascente ou de reservatório abastecido por água das chuvas ou carro-pipa. Banheiro exclusivo é definido como cômodo que dispõe de chuveiro ou banheira e aparelho sanitário.

T_DENS (X)	Razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com densidade superior a 2 e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100. A densidade do domicílio é dada pela razão entre o total de moradores do domicílio e o número total de cômodos usados como dormitório.
T_LIXO (X)	Razão entre a população que vive em domicílios com coleta de lixo e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100. Estão incluídas as situações em que a coleta de lixo realizada diretamente por empresa pública ou privada, ou o lixo é depositado em caçamba, tanque ou depósito fora do domicílio, para posterior coleta pela prestadora do serviço. São considerados apenas os domicílios particulares permanentes localizados em área urbana.
MULCHE-FEFIF014 (X)	Razão entre o número de mulheres que são responsáveis pelo domicílio, não têm o ensino fundamental completo e têm pelo menos 1 filho de idade inferior a 15 anos morando no domicílio e o número total de mulheres chefes de família multiplicado por 100. São considerados apenas os domicílios particulares permanentes.

Fonte: Elaborado pelo autor.

4 MODELO ECONOMÉTRICO

Para a análise dos determinantes dos indicadores sociais dos 184 municípios cearenses, utilizou-se informações dos Censos Demográficos do IBGE de 1991, 2000 e 2010, perfazendo um total de 552 observações. Diante disso, a técnica utilizada para alcançar tais objetivos é a estrutura de dados em painel, na sua versão estática, com especificação de efeito fixo ou aleatório, conforme o teste de Hausman.

A justificativa para utilização da metodologia de dados em painel baseia-se nas características inerentes à estrutura de organização dos dados que possibilitam a redução a níveis de colinearidade relativamente baixos entre as variáveis explicativas, o aumento do número de informações, com a combinação dos dados de cortes transversais e séries de tempo, investigando um conjunto de indivíduos heterogêneos, além de permitir o acompanhamento da dinâmica de ajustamento ao longo do tempo.

O modelo econométrico para utilizar os dados em painel permite trabalhar com muitas informações, propiciando mais graus de liberdade, portanto, com maior variabilidade entre os dados. O modelo, em sua forma matricial é postulado da seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde, Y_{it} reporta a variável endógena (Esperança de vida ao nascer, Taxa de Mortalidade Infantil, Taxa de Mortalidade na Infância ou IDHM) para o município i no período t . α_i e β são os parâmetros a serem estimados para os municípios i no instante t , que podem ser assumidos como diferentes entre os municípios cearenses ao longo dos anos de 1991, 2000 e 2010. X_{it} é uma matriz de variáveis exógenas que compreende o conjunto de informações para cada município i no período t ; enquanto o termo ε_i remete ao estocástico para a unidade i no instante t .

A abordagem estática do modelo de dados em painel admite a hipótese de exogenidade estrita, ou seja, que não existe relação entre as variáveis explicativas e o termo de erro. A primeira tarefa que se impõe a essa abordagem corresponde à escolha entre os modelos de estimação, com predomínio entre os efeitos fixos e efeitos aleatórios, a depender fundamentalmente do objetivo que se propõe o estudo e do contexto no qual foram coletados os dados ou, ainda, pode-se optar pela realização do teste de Hausman, que compara se existem diferenças entre os parâmetros estimados pelas duas especificações, tendo como hipótese nula a indicação do modelo com efeitos aleatórios como o mais adequado para se tratar o problema em questão.

5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

5.1 Análise descritiva dos indicadores sociais e seus determinantes

A análise estatística apresenta uma visão geral dos dados a partir das medidas descritivas, como média aritmética, variância, desvio-padrão, o máximo e o mínimo para cada um dos indicadores sociais e seus determinantes, considerando o recorte temporal (1991, 2000 e 2010). Além disso, também são apresentadas as taxas de variação, por meio do instrumental gráfico para visualizar a evolução e, a partir

do desvio-padrão, sendo possível aferir, *a priori*, sobre a hipótese de σ – *convergência* .

Inicialmente, com base na Tabela 1, que reporta as estatísticas descritivas dos indicadores sociais, percebe-se que a esperança média de vida da população cearense aumentou quase 11 anos em duas décadas, pois em 1991 era de 59,94 anos, passando a 70,67 anos em 2010. E, pela redução do desvio padrão, de 2,57 para 1,32 no mesmo período, percebe-se uma equidade entre os municípios, em função da redução na dispersão.

Pelas estatísticas de mortalidade de crianças até um ano de idade, pode-se dizer que os municípios cearenses apresentavam uma média de 70,66 crianças que não sobreviviam ao primeiro ano de vida em cada mil nascidas vivas, em 1991, passando a 24,70 em 2010. Ou seja, uma redução bastante significativa, ainda mais se considerarmos a média de 23,56 como sendo a Meta 4 dos Objetivos do Milênio a ser alcançada até 2015. Note ainda que, assim como a situação da esperança de vida ao nascer, a redução do desvio-padrão sugere uma menor dispersão em relação à taxa de mortalidade de crianças até um ano de idade.

Em relação à mortalidade de crianças até cinco anos de idade, note que, em 1991, a taxa média de mortalidade entre os municípios cearenses foi de 92,09 crianças que não sobreviviam até o quinto ano de vida em cada mil nascidas vivas, passando a 26,54 em 2010. E, ao considerarmos a meta do milênio para este indicador, pode-se dizer que o Estado já superou, em 2010, a meta estabelecida para 2015, que seria de 30,70 mortes de crianças por 1.000 nascidos vivos até cinco anos de idade.

No tocante aos resultados relativos ao Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) dos municípios do Estado, comparando os anos de 1991 e 2010, verifica-se uma melhoria significativa, tendo superado o dobro da média, passando de 0,304 em 1991 para 0,617 em 2010.

A partir dessa análise descritiva, pode-se dizer, *a priori*, que os

municípios cearenses apresentaram uma melhora significativa em termos de seus indicadores sociais, bem como ocorreu uma redução substancial na disparidade entre os municípios.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas dos Indicadores Sociais

Esperança de Vida ao Nascer			
ANO	1991	2000	2010
Média	59,94	66,20	70,67
Variância	6,62	5,16	1,75
Desvio-padrão	2,57	2,27	1,32
Máximo	65,95	71,99	74,93
Mínimo	54,39	60,79	67,56
Mortalidade Infantil (crianças menores de 1 ano)			
ANO	1991	2000	2010
Média	70,66	47,14	24,70
Variância	159,89	78,38	13,99
Desvio-padrão	12,64	8,85	3,74
Máximo	100,11	70,03	34,40
Mínimo	47,11	26,94	13,58
Mortalidade na Infância (crianças menores de 5 anos)			
ANO	1991	2000	2010
Média	92,09	60,52	26,54
Variância	249,33	121,79	16,09
Desvio-padrão	15,79	11,04	4,01
Máximo	128,48	88,79	36,94
Mínimo	62,32	35,04	14,64
Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM)			
ANO	1991	2000	2010
Média	0,304	0,449	0,617
Variância	0,003	0,002	0,001
Desvio-padrão	0,055	0,049	0,032
Máximo	0,546	0,652	0,754
Mínimo	0,149	0,326	0,540

Fonte: Elaborado pelo autor.

Diante disso, se faz pertinente apresentar ao menos os dez municípios que tiveram as maiores e as menores taxas de variação nesses indicadores.

Note pela Tabela 2 que as maiores oscilações ocorreram, aproximadamente, entre 27 e 30% de aumento na esperança de vida

no período de 1991 a 2010. O município de Morrinhos, por exemplo, passou de 55,73 anos em 1991, para 70,57 anos em 2010 (26,63%), enquanto que Umari aumentou em 29,89% (de 55,16 para 71,65 anos de vida). O município de Alcântaras, que possuía a pior esperança de vida dentre os 184 municípios cearenses, com 54,39 anos, teve um aumento de 28,83%, passando para 70,07 anos em 2010.

Tabela 2 – As 10 maiores taxas de variações entre 2010-1991, 2010-2000 e 2000-1991 nos indicadores sociais dos municípios cearenses

Esperança de Vida ao Nascer				Mortalidade Infantil			
Município	2010/1991	2010/2000	2000/1991	Município	2010/1991	2010/2000	2000/1991
Umari	0,3	0,13	0,15	Sobral	1,8	1,65	1,42
Farias Brito	0,29	0,13	0,15	Umari	1,77	1,63	1,38
Bela Cruz	0,29	0,13	0,14	Farias Brito	1,76	1,62	1,38
Martinópolis	0,29	0,13	0,14	Altaneira	1,76	1,6	1,39
Alcântaras	0,29	0,12	0,15	Choro	1,75	1,61	1,37
Umirim	0,28	0,13	0,13	Bela Cruz	1,75	1,61	1,36
Baixio	0,28	0,12	0,15	Martinópolis	1,75	1,61	1,36
Altaneira	0,28	0,12	0,14	Pedra Branca	1,75	1,56	1,42
Choro	0,27	0,12	0,13	Granja	1,75	1,59	1,38
Morrinhos	0,27	0,1	0,15	Assaré	1,75	1,63	1,32

Mortalidade na Infância				IDHM			
Município	2010/1991	2010/2000	2000/1991	Município	2010/1991	2010/2000	2000/1991
Sobral	1,83	1,71	1,42	Graça	2,83	0,5	1,56
Umari	1,81	1,69	1,39	Ipaporanga	2,69	0,42	1,61
Farias Brito	1,8	1,68	1,39	Jijoca de Jericoacoara	2,45	0,55	1,23
Altaneira	1,8	1,66	1,39	Barroquinha	1,97	0,6	0,85
Choró	1,8	1,67	1,37	Ararendá	1,94	0,35	1,17
Pedra Branca	1,79	1,63	1,43	Poranga	1,92	0,45	1,02
Bela Cruz	1,79	1,67	1,37	Salitre	1,86	0,66	0,72
Martinópolis	1,79	1,67	1,37	Croata	1,76	0,59	0,74
Assaré	1,79	1,69	1,33	Tarrafas	1,74	0,53	0,8
Granja	1,79	1,66	1,39	Itatira	1,7	0,55	0,74

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em relação às maiores taxas de redução da mortalidade infantil, vale ressaltar que, entre 1991 e 2010, ocorreu a variação de 175% a 180% na redução da mortalidade infantil de crianças até um ano de idade. Por exemplo, o município de Assaré passou de 82,99 óbitos por mil nascidos vivos em 1991, para 21 óbitos em 2010 (redução

de 174,7%), enquanto que em Sobral a redução foi de 179,66%, haja vista que em 1991 a taxa de mortalidade infantil era 66,78 e caiu para 13,58 em 2010. O município de Alcântaras, que possuía a pior taxa de mortalidade infantil dentre os 184 municípios cearenses, com 100,1 óbitos por mil, ficou fora das maiores reduções, mas teve uma redução de 173,73%, passando para 26,3 óbitos por mil em 2010.

No tocante à mortalidade de crianças até cinco anos de idade, a mortalidade na infância, observa-se que o município de Granja, registrou 111,03 óbitos por mil nascidos vivos em 1991, enquanto que em 2010 a taxa foi de 23,36 óbitos por mil nascidos vivos, o que gera uma redução de 178,96%. Mais uma vez, o município de Sobral, se destaca pela redução de 183,24%, dado quem em 1991 a taxa e mortalidade na infância registrada foi de 87,35, enquanto que em 2010 a taxa foi de 14,64. O município de Alcântaras, que possuía a pior taxa de mortalidade na infância dentre os 184 municípios cearenses, com 128,48 óbitos por mil, teve uma redução de 178,02%, passando para 28,24 óbitos por mil em 2010.

Em termos agregados, considerando o IDHM, verifica-se que em 1991 os municípios oscilavam entre os níveis Muito Baixo (Município de Graça, IDHM 0,149) e Baixo (Município de Fortaleza, IDHM 0,546). Enquanto que em 2010, o mínimo verificado foi registrado no nível Baixo (Município de Salitre, IDHM 0,540), e o máximo no nível Alto (Município de Fortaleza, IDHM 0,754).

As dez maiores taxas de variação do IDHM oscilaram, aproximadamente, entre 170% e 283% na melhoria do IDHM no período de 1991 a 2010. Itaitira, por exemplo, passou de 0,208 (Muito Baixo) em 1991, para 0,562 (Baixo) em 2010 (o que representa uma variação de 170,19%). Já o município de Graça, que possuía o pior IDHM dentre os 184 municípios cearenses, avançou de 0,149 (Muito Baixo) em 1991, para 0,570 (Baixo) em 2010 (ou seja, 282,55%).

Na Tabela 3, apresentamos as dez menores oscilações, que ocorreram, aproximadamente, entre 8 e 11% de aumento na esperança

de vida entre 1991 e 2010. O município de Palhano passou de 63,26 anos em 1991, para 68,35 anos em 2010 (8,05%), enquanto Jaguaribe teve um aumento de 10,57%, passando de 63,85 para 70,6 anos de vida. A título de comparação, o município de Fortaleza, que detinha em 1991 a melhor longevidade do Estado, com 65,95 anos, aumentou 12,83%, passando para 74,41 anos em 2010.

Tabela 3 – As 10 menores taxas de variações entre 2010-1991, 2010-2000 e 2000-1991 nos indicadores sociais dos municípios cearenses

Esperança de Vida ao Nascer				Mortalidade Infantil			
Município	2010/1991	2010/2000	2000/1991	Município	2010/1991	2010/2000	2000/1991
Palhano	0.08	0.03	0.05	Palhano	1.42	1.31	1.16
Jaguaribara	0.08	0.01	0.07	Jaguaribara	1.44	1.25	1.26
Palmácia	0.08	0.02	0.07	Palmácia	1.46	1.28	1.24
Morada Nova	0.09	0.02	0.06	Guaramiranga	1.46	1.32	1.20
Guaramiranga	0.09	0.03	0.06	Varjota	1.46	1.31	1.21
Itapipoca	0.09	0.03	0.06	Morada Nova	1.48	1.32	1.24
Varjota	0.09	0.03	0.06	Itapipoca	1.50	1.37	1.20
Mulungu	0.10	0.03	0.07	Mulungu	1.52	1.35	1.25
Alto Santo	0.10	0.04	0.06	Capistrano	1.52	1.30	1.32
Jaguaribe	0.11	0.03	0.07	Trairi	1.52	1.27	1.35
Mortalidade na Infância				IDHM			
Município	2010/1991	2010/2000	2000/1991	Município	2010/1991	2010/2000	2000/1991
Palhano	1.53	1.42	1.18	Fortaleza	0.38	0.16	0.19
Jaguaribara	1.55	1.37	1.27	Limoeiro do Norte	0.58	0.22	0.30
Guaramiranga	1.56	1.43	1.22	Crato	0.61	0.24	0.30
Palmácia	1.56	1.40	1.26	Penaforte	0.61	0.22	0.32
Varjota	1.56	1.43	1.23	Pacujá	0.62	0.28	0.27
Morada Nova	1.58	1.43	1.26	Maracanaú	0.63	0.19	0.37
Itapipoca	1.59	1.47	1.22	São João do			
Mulungu	1.60	1.46	1.27	Jaguaribe	0.64	0.25	0.31
Capistrano	1.61	1.41	1.33	Juazeiro do Norte	0.66	0.28	0.30
Trairi	1.61	1.39	1.36	Caucaia	0.66	0.23	0.35
				Senador Pompeu	0.67	0.27	0.31

Fonte: Elaborado pelo autor.

As dez menores oscilações nas taxas de mortalidade infantil ocorreram, aproximadamente, entre 142 e 152%, comparando 1991 com 2010. O município de Palhano passou de 54,9 óbitos por mil nascidos vivos em 1991, para 31,7 óbitos por mil em 2010 (142,26%), enquanto Trairi reduziu 152,27%, passando de 59,7 para 28,5 óbitos

por cada mil crianças. O município de Fortaleza, que detinha em 1991 a menor taxa de mortalidade infantil do Estado, com 47,1 óbitos por mil, reduziu 166,55%, passando para 15,8 óbitos por mil em 2010.

As dez menores oscilações nas taxas de mortalidade na infância ocorreram, aproximadamente, entre 152 e 161%, comparando 1991 com 2010. O município de Palhano passou de 72,31 óbitos por mil nascidos vivos em 1991, para 34,04 óbitos por mil em 2010 (152,92%), enquanto Trairi reduziu 160,97%, passando de 78,42 para 30,61 óbitos por cada mil crianças. O município de Fortaleza, que detinha em 1991 a menor taxa de mortalidade na infância do Estado, com 62,32 óbitos por mil, reduziu 172,88%, passando para 16,9 óbitos por mil em 2010.

Conforme a Tabela 3, as dez menores oscilações do IDHM ocorreram, aproximadamente, entre 38 e 67% de aumento entre 1991 e 2010. O município de Fortaleza, que em 1991 detinha o melhor IDHM do Estado do Ceará passou de 0,546 (Baixo), para 0,754 (Alto) em 2010 (38,1%). Já o município de Senador Pompeu teve um aumento de 66,85%, passando de 0,371 (Muito Baixo) para 0,619 (Médio).

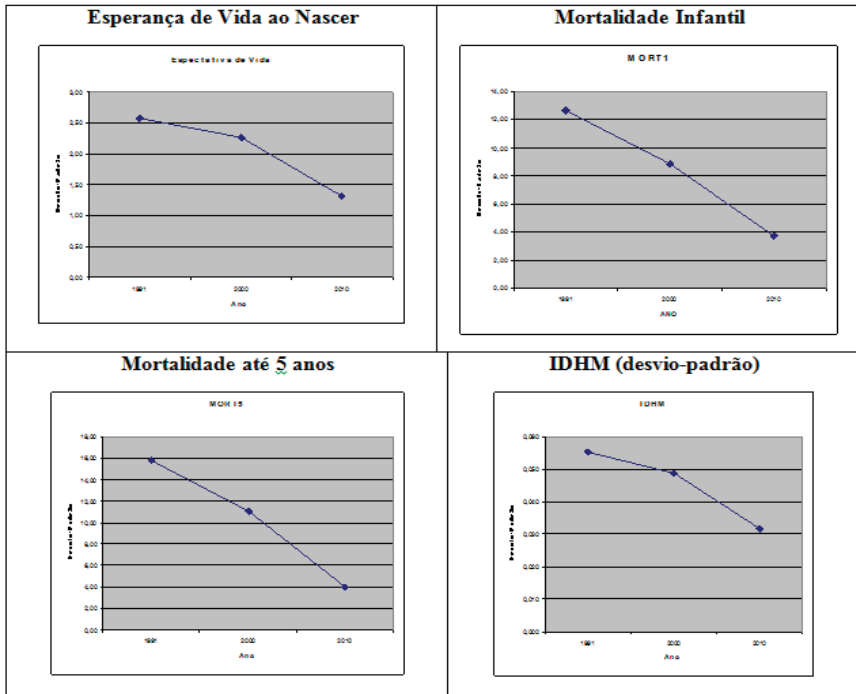
A partir da variação nos indicadores sociais, verifica-se que os municípios cearenses avançaram em termos de qualidade de vida ao longo dessas duas últimas décadas. No entanto, para se ter uma ideia de se a partir desse progresso também se observa uma redução da disparidade em termos de qualidade de vida, são apresentados pelo Gráfico 1 o desvio padrão dos indicadores Esperança de Vida ao Nascer, Mortalidade Infantil, Mortalidade na Infância e do IDHM. Vale ressaltar que, além da expressividade dos dados apresentados nas Tabelas 2 e 3, as reduções no desvio-padrão sugerem a convergência dos indicadores sociais.

A hipótese de σ – *convergência* consiste na investigação do comportamento da dispersão por um período de tempo, conforme os testes citados por Penna e Linhares (2013), realizados por Bernard e Durlauf (1995), Evans e Karras (1996), Pesaran (2007), Mello e Guimarães Filho (2007), Phillips e Sul (2007) e Beyaert e Camacho

(2008), em modelos de séries temporais para avaliar a dispersão da renda real per capita entre um grupo de economias ao longo do tempo.

Note que, os quatro indicadores apresentam uma redução do desvio padrão ao longo dos anos de 1991, 2000 e 2010. Assim sendo, essa redução sugere que a disparidade entre os municípios cearenses diminuiu ao longo do período supracitado. Em outros termos, se observa um processo de *σ -convergência* nos indicadores Esperança de Vida ao Nascer, Mortalidade Infantil, Mortalidade na Infância e IDHM.

Gráfico 1 – Análise de *σ -convergência* dos indicadores sociais dos municípios cearenses, 1991-2000-2010



Fonte: Elaborado pelo autor.

Apresentadas as análises estatísticas dos indicadores sociais (também denominados variáveis endógenas), em seguida, são

reportadas as análises das variáveis exógenas, como o percentual da renda proveniente de rendimentos do trabalho (PRENTRAB), que mede a participação percentual das rendas provenientes do trabalho (principal e outros) na renda total, considerando-se apenas as pessoas que vivem em domicílios particulares permanentes, e a renda domiciliar *per capita* (RDPC), que mede a razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total desses indivíduos (valores em reais de 01/agosto de 2010).

Note pela Tabela 4 que a média do percentual da renda oriunda do trabalho nos municípios do Estado do Ceará, no período de 1991 a 2010, apresentou decréscimo, dado que em 1991 o percentual era de 82,54% enquanto que em 2010 chegou a 56,46%. Considerando as estatísticas da média, máximo e do mínimo, observa-se que houve redução em todos os cenários.

Por outro lado, a renda domiciliar *per capita* média dos municípios cearenses, bem como os valores máximo e mínimo da RDPC apresentaram uma variação positiva. Em relação a média da RDPC observa-se que em 1991 era R\$113,29, enquanto que em 2010 foi de R\$267,64. Já em relação a maior RDPC, note que em 2010 o maior valor é quase duas vezes o que se tinha em 1991, R\$846,36 *vis-à-vis* R\$457,04.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas da PRENTRAB e da RDPC dos municípios cearenses para os anos de 1991, 2000 e 2010

Percentual de Renda do Trabalho (PRENTRAB)				Renda per capita Domiciliar (RDPC)			
Ano	1991	2000	2010	Ano	1991	2000	2010
Média	82,54	63,75	56,46	Média	113,29	163,46	267,64
Variância	21,1	71,23	89,47	Variância	1.829,88	3.096,07	5.827,16
Desvio-padrão	4,59	8,44	9,46	Desvio-padrão	42,78	55,64	76,34
Máximo	91,66	79,99	79,75	Máximo	457,04	610,48	846,36
Mínimo	60,14	35,77	33,48	Mínimo	44,65	86,97	171,62

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em relação ao menor valor registrado em 1991 e 2010, a variação chega a quase quatro vezes. Mesmo assim, se observa uma discrepância em termos de renda domiciliar *per capita* entre todos os anos, dado que a diferença em 1991 do município com a maior RDPC é de 10 vezes ao que tinha a menor renda. No entanto, em 2010 a diferença ainda persiste, porém foi de 5 vezes.

A partir dessas estatísticas verifica-se que o percentual da renda auferida a partir do trabalho diminuiu, enquanto que renda domiciliar *per capita* aumentou, sendo assim, pode-se concluir que essa discrepância se deve ao fato do aumento das transferências de renda, por meio de programas sociais, em contraposição ao trabalho mal remunerado, principalmente em virtude da baixa qualificação da mão-de-obra.

Em relação às dez maiores taxas de manutenção do percentual da renda do trabalho e às maiores taxas de variação da renda domiciliar *per capita*, entre os períodos 2010/1991, 2010/2000 e 2000/1991, verifica-se pela Tabela 5, que o PRENTRAB registrou queda, em 2010, para os municípios indicados, aproximadamente, entre 91% e 95% do percentual verificado em 1991. O Município de Maracanaú tinha um percentual de 87,77% em 1991, passando a 79,75% em 2010 (90,86%). O Município de Jijoca de Jericoacoara passou de 74,85% em 1991, para 71,14% em 2010 (95,04%). O Município de Mulungu detinha, em 1991, o maior percentual de renda oriunda do trabalho, com 91,66%, e passou para 62,5% em 2010, com variação de 68,19% no período.

Tabela 5 – As 10 maiores taxas de manutenção do Percentual da Renda do Trabalho e as 10 maiores taxas de variação da Renda Domiciliar per capita, entre os anos de 2010/1991, 2010/2000 e 2000/1991

Percentual de Renda do Trabalho (PRENTRAB)				Renda per capita Domiciliar (RDPC)			
Município	2010/1991	2010/2000	2000/1991	Município	2010/1991	2010/2000	2000/1991
Jijoca de Jericoacoara	0,95	0,89	1,07	Tarrafas	3,81	1,41	0,99
Sobral	0,94	0,96	0,98	Quiterianópolis	3	0,48	1,71
Eusébio	0,93	1,02	0,91	Palhano	3	1,26	0,77
Horizonte	0,93	1,1	0,85	Ipaumirim	2,97	1,33	0,71
Fortaleza	0,92	1,02	0,9	Baixio	2,84	1,02	0,9
Caucaia	0,92	0,99	0,93	Arneiroz	2,8	1,45	0,55
Juazeiro do Norte	0,92	1	0,91	Milhã	2,76	0,65	1,27
Forquilha	0,91	0,96	0,94	Umari	2,57	0,76	1,02
Pacajus	0,91	0,99	0,92	Ararendá	2,54	0,5	1,36
Maracanaú	0,91	1,01	0,9	Graça	2,36	0,91	0,76

Fonte: Elaborado pelo autor.

Entre as dez maiores taxas de crescimento da renda domiciliar *per capita*, a variação entre 2010 e 1991, foi entre 236% e 381%. O município de Graça, por exemplo, tinha uma renda domiciliar *per capita* de R\$58,32 em 1991, enquanto que em 2010 a RDPC foi R\$195,67 (o que representa uma variação de 235,51%). Já em Tarrafas, que detinha a menor RDPC do Estado Ceará, passou de R\$44,65 em 1991, para R\$214,72 em 2010 (380,90%).

Em relação às dez menores taxas de manutenção do percentual da renda do trabalho e às dez menores taxas da renda domiciliar *per capita*, entre os períodos 2010/1991, 2010/2000 e 2000/1991, a Tabela 6 indica que o PRENTRAB registrou aproximadamente, em 2010, entre 42% e 53% de manutenção do percentual verificado em 1991. O Município de Ipaporanga tinha um percentual de 80,26% em 1991, passando a 33,48% em 2010 (41,71%).

O Município de Pires Ferreira passou de 73,34% em 1991, para 38,79% em 2010 (52,89%). O município de Saboeiro, que em 1991 detinha o menor PRENTRAB, com 60,14%, passou a 47,94% em 2010, mantendo 79,71% do percentual inicial.

Entre as dez menores taxas de crescimento da renda domiciliar *per capita*, a variação entre 2010 e 1991, foi entre 17% e 85%. O município de Pacujá, por exemplo, tinha uma renda domiciliar *per capita* de R\$225,60 em 1991, enquanto que em 2010 a RDPC foi R\$264,03 (variação de 17,03%). Já em Coreaú, a RDPC passou de R\$114,08 em 1991, para R\$210,65 em 2010 (84,65%). O município de Fortaleza, que possuía o maior RDPC em 1991, com R\$457,04, passou para R\$846,36, com uma variação de 85,18%.

No que tange à dispersão, aferida a partir do desvio-padrão, relativa ao percentual da renda do trabalho e da renda domiciliar *per capita*, no período entre 1991 a 2010, verifica-se que a primeira passou de 4,59 em 1991, para 9,56 em 2010, enquanto que a segunda, passou de 42,78 em 1991, para 76,34 em 2010. Sendo assim, pode-se dizer, a partir dessa análise, que em termos de renda, ainda persiste uma desigualdade entre os municípios cearenses e, além disso, esse resultado sugere que a renda, seja aferida pelo trabalho ou a domiciliar *per capita*

dos municípios cearenses não convergem.

Tabela 6 – As 10 menores taxas de manutenção do Percentual da Renda do Trabalho e as 10 menores taxas de variação da Renda Domiciliar *per capita*, entre os anos de 2010/1991, 2010/2000 e 2000/1991

Percentual de Renda do Trabalho (PRENTRAB)				Renda <i>per capita</i> Domiciliar (RDPC)			
Município	2010/1991	2010/2000	2000/1991	Município	2010/1991	2010/2000	2000/1991
Ipaporanga	0.42	0.76	0.55	Pacujá	0.17	0.09	0.08
Croata	0.46	0.64	0.72	Massapê	0.60	0.70	-0.06
Altaneira	0.51	1.18	0.43	São Luís do Curu	0.65	0.28	0.29
Quixelô	0.51	0.85	0.61	Moraújo	0.66	0.66	-0.00
Parambu	0.51	0.67	0.77	Icapuí	0.68	0.58	0.07
Piquet Carneiro	0.52	0.86	0.60	Senador Pompeu	0.73	0.39	0.25
Umari	0.52	0.75	0.69	Granja	0.78	0.61	0.11
Pereiro	0.52	0.75	0.70	Parambu	0.81	0.59	0.14
Ocara	0.53	0.92	0.57	Brejo Santo	0.84	0.44	0.28
Pires Ferreira	0.53	0.73	0.73	Coreaú	0.85	0.66	0.11

Fonte: Elaborado pelo autor.

Além das análises de dispersão a partir do desvio padrão, são reportadas a seguir as taxas de crescimento entre 2010 e 1991 em relação aos valores dos indicadores em 1991. Esses resultados, apresentados pelo Gráfico 3 remetem à hipótese de β – *convergência*.

Para Penna e Linhares (2013), as hipóteses de β – *convergência* consiste na constatação da relação negativa entre taxa de crescimento da renda real *per capita* e o nível de renda real inicial, ou seja, na comparação das variações em relação ao valor inicial, utilizando um corte transversal.

Em relação à esperança de vida, verificou-se que no período de 1991 a 2010 houve uma variação de 8,05% (Palhano) a 29,89% (Umari). Tal fato proporcionou a evolução da esperança de vida média no período, passando de 59,94 anos, com desvio-padrão de 2,57, para 70,67 anos, com desvio-padrão de 1,32.

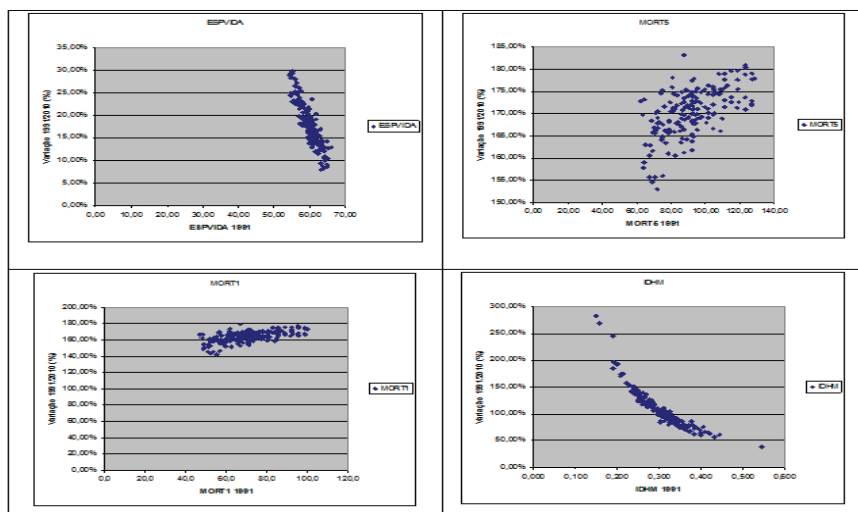
Quanto à mortalidade infantil até um ano, verificou-se que no período de 1991 a 2010 houve uma queda substancial que variou de 142,26% (Palhano) a 179,66% (Sobral). Com isto, a redução da mortalidade infantil média no período, passou de 70,66 por mil nascidos

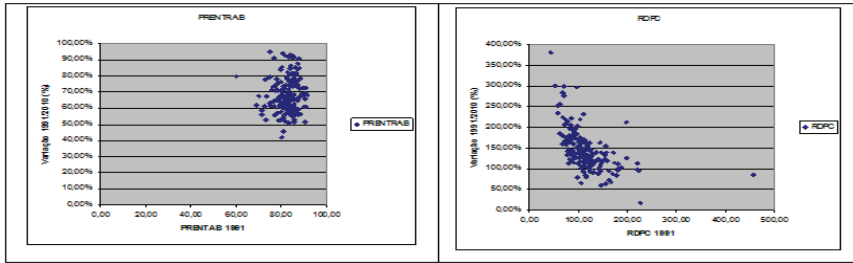
vivos, com desvio-padrão de 12,64, para 24,7 por mil nascidos vivos, com desvio-padrão de 3,74.

No que tange à mortalidade até cinco anos de idade, verificou-se que no período de 1991 a 2010 houve uma queda ainda maior que variou de 152,92% (Palhano) a 183,24% (Sobral). Com isto, a redução da média de mortalidade até cinco anos no período, passou de 92,09 por mil nascidos vivos, com desvio-padrão de 15,79, para 26,54 por mil nascidos vivos, com desvio-padrão de 4,01.

Já o índice de desenvolvimento humano municipal (IDHM) teve uma variação mais ampla no período de 1991 a 2010, oscilando entre 38,10% (Fortaleza) e 282,55% (Graça). Tal fato decorre da disparidade inicial, em que o Município de Graça detinha o menor IDHM do Estado do Ceará, com 0,149 (Muito Baixo), enquanto o Município de Fortaleza ostentava o IDHM de 0,546 (Baixo). A média de IDHM dos municípios do Estado do Ceará em 1991 era de 0,304 (Muito Baixo), com desvio-padrão de 0,055, evoluindo para 0,617 (Médio), com desvio-padrão de 0,032 em 2010.

Gráfico 3 – Análise de β -convergência dos indicadores sociais dos municípios cearenses continua





Fonte: Elaborado pelo autor.

Por outro lado, o percentual da renda oriunda do trabalho oscilou negativamente em todos os municípios do Estado do Ceará, no período de 1991 a 2010. Em 1991, o Município de Ipaporanga tinha um percentual de 80,26% da renda oriunda do trabalho, passando a 33,48% em 2010, mantendo apenas 41,71% do inicial. Por outro lado, o Município de Jijoca de Jericoacoara tinha 74,85% da renda oriunda do trabalho em 1991, passando a 71,14% em 2010, mantendo 95,04% da renda inicial.

No período de 1991 a 2010 a variação da renda domiciliar *per capita* apresentou dispersão, tendo situações como a do Município de Pacujá que, em 1991, possuía uma RDPC de R\$225,60, e aumentou para R\$264,03 em 2010, com uma variação de 17,03%. Já o Município de Tarrafas, que detinha a pior RDPC do Estado do Ceará em 1991, no valor de R\$44,65, passou a R\$214,72 em 2010, com uma variação percentual de 380,90%. O Município de Fortaleza, que em 1991 tinha uma RDPC de R\$457,04, passou a R\$846,36 em 2010, com uma variação de 85,18% no período.

Conforme já mencionado, o aumento da renda domiciliar *per capita*, combinado com a queda no percentual da renda auferida a partir do trabalho, indica a grande dependência de renda oriunda das transferências governamentais, realizada, em larga escala, por meio de programas sociais.

5.2 Análise Econométrica

Essa seção se reserva à apresentação e discussão dos resultados

aferidos a partir da estimação dos modelos de efeito fixo e/ou aleatório, reportados nas Tabelas 7 e 8. A Tabela 7 contempla os resultados estimados para os quatro indicadores sociais ESPVIDA, MORT1, MORT5 e IDHM como variáveis endógenas e tendo como variável exógena de controle a RDPC, além das demais variáveis exógenas GINI, T_MULCHEFIF014, T_AGUA, T_BANAGUA, T_DENS, T_LIXO E T_ANALF25M. A Tabela 8, por sua vez, contempla as mesmas variáveis, porém tem como base de controle a variável exógena PRENTRAB, ao invés da RDPC.

Primeiramente, pode-se observar que os modelos com Efeito Fixo para a variável exógena RDPC apresentaram um R^2 elevado, igual a 0,914 para ESPVIDA, 0,917 para MORT1, 0,932 para MORT5 e 0,981 para IDHM, considerando os resultados expostos na Tabela 7. Verifica-se pelo Teste de Hausman que apenas o modelo MORT1 não rejeita a hipótese nula, logo, a estimação mais apropriada é pelo método de efeito aleatório, enquanto para os demais as estimações por efeito fixo geram resultados mais robustos.

No tocante à significância estatística dos coeficientes, expostos na Tabela 7, pode-se dizer que o GINI não exerce efeito sobre a ESPVIDA, MORT1 E MORT5. Quanto ao RDPC, não afeta MORT1 no modelo de Efeito Aleatório, sendo significativa a 1% para as demais variáveis endógenas. Em relação à T_BANAGUA, é estatisticamente insignificante para MORT1 e MORT5. No modelo de Efeito Fixo do IDHM, todos os determinantes são significantes.

Ao analisar os coeficientes estimados, verifica-se que não apresentaram os sinais esperados nas hipóteses para o GINI, indicando que o aumento da desigualdade apurada por aquele índice, aumenta o IDHM em 7,11%. O mesmo ocorreu para T_BANAGUA em relação à variável ESPVIDA, sugerindo que o aumento da variável reduz a esperança de vida ao nascer em 3,7%. Já a variável T_MULCHEFIF014, contraria todas as hipóteses iniciais em relação às variáveis endógenas, indicando que o seu aumento melhora a esperança de vida (3,55%) e o IDHM (0,11%), reduzindo a mortalidade infantil (30,2%) e a mortalidade na infância (34,8%).

De acordo com os resultados para RDPC, as variáveis com maior influência positiva nas variáveis endógenas são T_AGUA para ESPVIDA (3,76%), T_MULCHEFEFIF014 para MORT1 (-30,2%) e MORT5 (-34,8%) e GINI para IDHM (7,11%). Já as variáveis que mais afetam negativamente, são T_ANALF25M para ESPVIDA (-23,1%), MORT5 (92,4%) e IDHM (-0,48%), e T_DENS para MORT1 (52,5%).

O aumento da variável RDPC, que representa a razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total desses indivíduos (valores em reais de 01/agosto de 2010), aumenta a esperança de vida (0,89%) e o IDHM (0,03%), indicando a diminuição da mortalidade na infância (5,3%).

Já a variável T_MULCHEFEFIF014, que representa a razão entre o número de mulheres que são responsáveis pelo domicílio, não têm o ensino fundamental completo e têm pelo menos um filho de idade inferior a 15 anos morando no domicílio, além de indicar a redução da mortalidade infantil (-30,2%) e da mortalidade na infância (-34,8%), também influencia o aumento da esperança de vida (3,55%) e do IDHM (0,12%).

Considerando a razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com água canalizada para um ou mais cômodos (T_AGUA), verifica-se que quanto maior esse percentual, menores as taxas de mortalidade infantil (-21,4%) e na infância (-24,2%), bem como maior o IDHM (0,05%) e ESPVIDA (3,76%).

Embora a razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com água encanada em pelo menos um de seus cômodos e com banheiro exclusivo (T_BANAGUA), exerça impacto positivo sobre o IDHM (0,05%), reduz a esperança de vida (-3,7%), contrariando as hipóteses estabelecidas inicialmente.

Já ao considerar o fato do domicílio ter coleta de lixo, seja realizada diretamente por empresa pública ou privada, ou o lixo é depositado em caçamba, tanque ou depósito fora do domicílio, para posterior coleta pela prestadora do serviço (T_LIXO), verificou-se que o seu aumento reduz as taxas de mortalidade de crianças menores de

1 e 5 anos (-15,1% e -16,7%, respectivamente), bem como influencia o aumento da esperança de vida (2,83%) e do índice de desenvolvimento humano municipal (0,04%).

A densidade domiciliar também influencia os indicadores sociais, conforme o esperado, pois quanto maior a razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com densidade superior a dois moradores (T_DENS), menor a esperança de vida (-8,72%) e o IDHM (-0,32%), e maiores as taxas de mortalidade infantil (52,5%) e na infância (57%).

A educação exerce impacto significativo sobre as taxas de mortalidade, haja vista que quanto menor a razão entre a população de 25 anos ou mais de idade que não sabe ler nem escrever um bilhete simples (T_ANALF25M), menor a MORT1 (-44,1%) e MORT5 (-92,4%). Além disso, verifica-se que redução no nível de analfabetismo de adultos aumenta a esperança de vida (23,1%) e o IDHM (0,49%).

A tabela 8 contempla os resultados estimados para as quatro variáveis endógenas, utilizando como base a variável exógena PRENTRAB. Pelos resultados do teste de Hausman, em todos os modelos se rejeita a hipótese nula (Efeito Aleatório) e, assim, os resultados analisados serão os dos modelos com Efeito Fixo.

Da análise dos modelos com Efeito Fixo, utilizando a variável exógena PRENTRAB, verificou-se um R^2 elevado, igual a 0,918 para ESPVIDA e MORT1, 0,933 para MORT5 e 0,978 para IDHM, conforme os resultados expostos na Tabela 8.

Em relação ao efeito da PRENTRAB, note que os coeficientes são estatisticamente significantes, porém, conforme verificado em relação à variável RDPC, as estimativas não condizem com o efeito esperado para a própria PRENTRAB e T_MULCHEFIF014. No caso do GINI, significativo apenas para o IDHM, o efeito é contrário ao esperado, indicando que o aumento da desigualdade melhora em 5,26% o IDHM. Já T_BANAGUA é estatisticamente insignificante para ESPVIDA, MORT1 e MORT5.

Tabela 7 – Resultados com a variável exógena RDPC/Tabela 7 – Resultados com a variável exógena RDPC

Variáveis Exógenas	Variáveis Dependentes											
	ESPVIDA			MORTI			MORT5			IDHM		
	EF	EA		EF	EA		EF	EA		EF	EA	
RDPC	0.00885*** (0,00286)	0.00322 (0,00243)	-0.0332*** (0,0121)	-0.0113 (0,0103)	-0.0530*** (0,0154)	-0.0181 (0,0134)	0.000295*** (3,83e-05)	0.000196*** (3,58e-05)				
GINI	2.831 (1,775)	3.092* (1,617)	-5.711 (7,488)	-4.810 (6,805)	-2.535 (9,537)	-1.073 (8,936)	0.0711*** (0,0237)	0.0543*** (0,0245)				
T_MULCHEFEF014	0.0355*** (0,0172)	0.0552*** (0,0156)	-0.230*** (0,0726)	-0.302*** (0,0658)	-0.348*** (0,0925)	-0.481*** (0,0863)	0.00114*** (0,000230)	0.00192*** (0,000235)				
T_AGUA	0.0376*** (0,0124)	0.0492*** (0,0119)	-0.186*** (0,0523)	-0.214*** (0,0500)	-0.247*** (0,0666)	-0.307*** (0,0658)	0.000511*** (0,000166)	0.00123*** (0,000184)				
T_BANAGUA	-0.0370*** (0,0151)	-0.0322** (0,0145)	0.0867 (0,0638)	0.0816 (0,0610)	0.0614 (0,0813)	0.0863 (0,0803)	0.000523*** (0,000202)	-0.000315*** (0,000223)				
T_DENS	-0.0872*** (0,0234)	-0.121*** (0,0155)	0.387*** (0,0986)	0.525*** (0,0658)	0.570*** (0,126)	0.772*** (0,0855)	-0.00318*** (0,000313)	-0.00315*** (0,000218)				
T_LIXO	0.0283*** (0,00734)	0.0356*** (0,00627)	-0.127*** (0,0310)	-0.151*** (0,0264)	-0.167*** (0,0394)	-0.204*** (0,0346)	0.000431*** (9,81e-05)	0.000614*** (9,24e-05)				
T_ANALF25M	-0.231*** (0,0276)	-0.136 (0,0189)	0.725*** (0,117)	0.441*** (0,0801)	0.924*** (0,148)	0.499*** (0,104)	-0.00482*** (0,000369)	-0.00327*** (0,000269)				
Intercepto	74,08*** (2,470)	70,80*** (1,827)	23,54*** (10,42)	29,48*** (7,728)	28,18*** (13,27)	37,32*** (10,06)	0,640*** (0,0330)	0,559*** (0,0259)				
R ²	0.914		0.917		0.932		0.981					
Teste de Hausman	19,35	4,22	46,23	550,27								
p-valor	0.0131	0.8372	0.000	0.000								

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 – Erro padrão consistente (robusto) com heterocedasticidade.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 8 – Resultados com a variável exógena PRENTRAB

Variáveis Exógenas	Variáveis Dependentes											
	ESPVIDA			MORTI			MORT5			IDHM		
	EF	EA	EA	EF	EA	EA	EF	EA	EA	EF	EA	EA
PRENTRAB	-0.0706*** (0.0140)	-0.0892*** (0.0102)	0.232*** (0.0597)	0.329*** (0.0437)	0.287*** (0.0765)	0.481*** (0.0565)	-0.000667*** (0.000203)	-0.00145*** (0.000152)				
GINI	0.893 (1.779)	0.335 (1.541)	0.663 (7.589)	5.451 (6.601)	5.361 (9.736)	13.75 (8.561)	0.0526** (0.0258)	0.0279 (0.0236)				
T_MULCHEFEFIF014	0.0320* (0.0168)	0.0392*** (0.0147)	-0.218*** (0.0718)	-0.245*** (0.0630)	-0.330*** (0.0921)	-0.395*** (0.0818)	0.00106*** (0.000245)	0.00161*** (0.000226)				
T_AGUA	0.0331*** (0.0121)	0.0268** (0.0113)	-0.171*** (0.0518)	-0.132*** (0.0486)	-0.222*** (0.0664)	-0.183*** (0.0633)	0.00044** (0.000176)	0.000729*** (0.000180)				
T_BANAGUA	-0.0112 (0.0140)	-0.00118 (0.0128)	-0.00568 (0.0598)	-0.0316 (0.0549)	-0.0749 (0.0767)	-0.0857 (0.0714)	0.00116*** (0.000204)	0.000831*** (0.000202)				
T_DENS	-0.0614** (0.0238)	-0.0602*** (0.0162)	0.309*** (0.101)	0.301*** (0.0695)	0.494*** (0.130)	0.446*** (0.0892)	-0.00330*** (0.000346)	-0.00229*** (0.000230)				
T_LIXO	0.0195*** (0.00720)	0.0227*** (0.00596)	-0.0971*** (0.0307)	-0.103*** (0.0255)	-0.125*** (0.0394)	-0.134*** (0.0330)	0.000273*** (0.000105)	0.000353*** (8.92e-05)				
T_ANALF75M	-0.217*** (0.0271)	-0.168*** (0.0164)	0.691*** (0.115)	0.550*** (0.0704)	0.912*** (0.148)	0.669*** (0.0903)	-0.00523*** (0.000393)	-0.00440*** (0.000234)				
Intercepto	79.59*** (2.274)	78.46*** (1.759)	4.039 (9.700)	1.645 (7.542)	-0.0320 (12.44)	-4.203 (9.732)	0.764*** (0.0330)	0.730*** (0.0260)				
R ²	0.918	0.918	0.918	0.918	0.933	0.978						
Teste de Hausman	27.48	18.34	20.23	62.21								
p-valor	0.0006	0.0188	0.0095	0.0000								

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 – Erro padrão consistente (robusto) com heterocedasticidade.
Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com os resultados para PRENTRAB, as variáveis com maior influência positiva nas variáveis endógenas são T_AGUA para ESPVIDA (3,31%), T_MULCHEFIF014 para MORT1 (-21,8%) e MORT5 (-33%) e GINI para IDHM (5,26%). Já a variável T_ANALF25M é a que mais afeta negativamente, sendo para ESPVIDA (-21,7%), Mort1 (69,1%), MORT5 (91,2%) e IDHM (-0,52%).

O aumento da variável PRENTRAB, que representa a participação percentual das rendas provenientes do trabalho (principal e outros) na renda total, considerando-se apenas as pessoas que vivem em domicílios particulares permanentes, reduz a esperança de vida (-7,06%) e o IDHM (-0,15%) e aumenta a mortalidade infantil (23,2%) e a mortalidade na infância (28,7%), contrariando as hipóteses iniciais.

A variável T_MULCHEFIF014, que representa a razão entre o número de mulheres que são responsáveis pelo domicílio, não têm o ensino fundamental completo e têm pelo menos um filho de idade inferior a 15 anos morando no domicílio, além de indicar reduzir a mortalidade infantil (-21,8%) e a mortalidade na infância (-33%), também influencia o aumento da esperança de vida (3,2%) e do IDHM (0,11%).

Ao considerar a razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com água canalizada para um ou mais cômodos (T_AGUA), verifica-se que quanto maior esse percentual, menores as taxas de mortalidade infantil (-17,1%) e na infância (-22,2%), bem como maior o IDHM (0,04%) e ESPVIDA (3,31%).

A razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com água encanada em pelo menos um de seus cômodos e com banheiro exclusivo (T_BANAGUA), também exerce impacto positivo sobre o IDHM (0,12%). Porém, para os demais indicadores sociais o seu efeito é estatisticamente nulo.

O domicílio ter coleta de lixo, seja realizada diretamente por empresa pública ou privada, ou o lixo seja depositado em caçamba, tanque ou depósito fora do domicílio, para posterior coleta pela

prestadora do serviço (T_LIXO), reduz as taxas de mortalidade de crianças menores de 1 e 5 anos (9,71% e -12,5%, respectivamente), bem como aumenta a esperança de vida (1,95%) e o índice de desenvolvimento humano municipal (0,03%).

A densidade domiciliar também influencia os indicadores sociais, conforme o esperado. Haja vista que quanto maior a razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com densidade superior a dois moradores (T_DENS), menor a esperança de vida (-6,14%) e o IDHM (-0,33%), e, ainda, maiores as taxas de mortalidade infantil (30,9%) e na infância (49,4%).

Note que a educação também exerce impacto significativo sobre as taxas de mortalidade, haja vista que quanto menor a razão entre a população de 25 anos ou mais de idade que não sabe ler nem escrever um bilhete simples, menor a mortalidade infantil (-69,1%) e a mortalidade na infância (-91,2%). Além disso, verifica-se que redução no nível de analfabetismo de adulto (população com mais de 25 anos) aumenta a esperança de vida (21,7%) e o IDHM (0,53%).

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise dos indicadores sociais (esperança de vida ao nascer, mortalidade infantil e na infância, bem como o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal) para a sociedade cearense (184 municípios), a partir das informações dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010, realizados pelo IBGE e disponibilizados pelo Atlas de Desenvolvimento Humano da PNUD, foi o que norteou essa pesquisa.

Além disso, entender como os determinantes socioeconômicos afetam esses indicadores se faz pertinente para sugerir políticas públicas que visem melhorar as condições sociais da sociedade cearense.

Primeiramente, a partir de uma análise descritiva, verificou-se que houve uma redução considerável das taxas de mortalidade infantil

e na infância. Além disso, a partir dessa constatação pode-se dizer que o Estado do Ceará contribuiu de forma significativa para que o Brasil alcançasse a meta estabelecida pela ONU, nos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (reduzir em $\frac{3}{4}$ a mortalidade infantil). Em relação à esperança de vida ao nascer e ao Índice de Desenvolvimento Humano Municipal, também se verificou um aumento considerável no período de vinte anos.

Ao considerar a dispersão entre os indicadores sociais em relação aos anos de 1991, 2000 e 2010, verifica-se que houve uma redução da dispersão ($\sigma - \text{convergência}$), ou seja, a diminuição da disparidade entre os 184 municípios cearenses em termos dos indicadores sociais verificados.

No entanto, ao analisar a relação entre a taxa de crescimento dos indicadores, no período de 2010 e 1991, *vis-à-vis* às condições iniciais (1991), verifica-se que apenas a esperança de vida e o IDHM corroboram com a hipótese de $\beta - \text{convergência}$.

Em relação aos modelos econométricos estimados, de uma maneira geral, por efeitos fixos, verifica-se que o principal determinante é a educação, ou a falta dela, com ênfase no analfabetismo adulto. Quanto maior a população em idade adulta (25 anos ou mais) analfabeta, maior o impacto sobre o aumento da mortalidade infantil e na infância, enquanto que o efeito é negativo sobre a esperança de vida e o desenvolvimento humano. A taxa de analfabetismo adulto é a principal determinante para a redução da esperança de vida, tanto no modelo com a renda *per capita* domiciliar, 23,1%, quanto para o modelo com o percentual da renda do trabalho, 21,7%.

Além disso, por ser um dos fatores da dimensão de educação do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal, o aumento do analfabetismo reduz o IDHM, tanto para o modelo com a renda *per capita* domiciliar, 0,48%, quanto para o percentual da renda do trabalho, 0,52%. Já a mortalidade infantil também é fortemente influenciada pelo analfabetismo, aumentando 44,1% no modelo com a renda *per*

capita domiciliar e 69,1% para o modelo com o percentual da renda do trabalho. Para a mortalidade na infância, o analfabetismo é ainda mais crítico, pois aumenta em até 92,4% no modelo de renda *per capita* domiciliar, e, para o modelo de percentual de renda do trabalho, influencia o acréscimo de 91,2%.

Constata-se ainda que, de acordo com os resultados do modelo com a variável de renda *per capita* domiciliar, o aumento da razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com densidade superior a dois moradores determina 52,5% da mortalidade infantil, representando o maior aumento para o modelo.

Nos resultados do modelo que utiliza a razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total desses indivíduos (valores em reais de 01/agosto de 2010), RDPC, tem-se que as variáveis determinantes para o aumento da esperança de vida ao nascer são à taxa de domicílios com água canalizada, influenciando em 3,76%; a taxa de mulheres chefes de família contribui para a redução da mortalidade infantil em 30,2% e da mortalidade na infância em 34,8%; e o aumento do coeficiente de desigualdade de GINI influencia o aumento do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal em 7,11%.

Já os resultados do modelo que utiliza o percentual da renda proveniente do trabalho indicam que as variáveis com maior influência positiva nas variáveis endógenas são também a taxa de domicílios com água canalizada, aumentando a esperança de vida em 3,31%; a taxa de mulheres chefes de família influencia a redução da mortalidade infantil em 21,8% e a mortalidade na infância em 33%; e o aumento do coeficiente de desigualdade de GINI também sugere o aumento do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal em 5,26%.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARRO, Robert. The Control of Politicians: An Economic Model. Public Choice, v. 14, p. 19-42, 1973.

BASTOS, Roberto de Almeida. **Convergência dos municípios paulistas: uma abordagem de econometria espacial**. 2011. 100f. Dissertação (Mestrado), Fundação Getúlio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia. Rio de Janeiro. 2011.

BERTUSSI, G. L. **Gastos Públicos com Infra-Estrutura de Transporte e Crescimento Econômico: uma Análise para os Estados Brasileiros**. 2010. 52 f. Tese (Doutorado), Departamento de Ciências Econômicas da Universidade de Brasília. Brasília. 2010.

BRASIL - Ministério da Saúde, Organização Pan-Americana da Saúde. **Avaliação de impacto na saúde das ações de saneamento: marco conceitual e estratégia metodológica**. Organização Pan-Americana da Saúde. – Brasília: Ministério da Saúde, 2004.

DIAS, J.; DIAS, Maria Helena Ambrósio. Instituições dos Estados, Educação dos jovens e Analfabetismo: Um Estudo Econométrico em Painel de Dados. **Estudos Econômicos**, v. 39, p. 359-380, 2009.

FERREIRA, Clóris Maria Marques. **O impacto do saneamento na taxa de mortalidade infantil: uma abordagem dos investimentos da Cagece nos municípios do Ceará – 1997 a 2001**. 2004. 140 f. Dissertação (Mestrado), Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará. Fortaleza. 2004.

IRFFI, G.; NETO, Nicolino T.; OLIVEIRA, Jimmy L.; NOGUEIRA, Claudio A. G.; BARBOSA, Marcelo P.; Holanda, M. C. **Determinantes do Crescimento Econômico dos Municípios Cearenses**. Fortaleza: IPECE, 2008 (Texto para Discussão).

IRFFI, G.; OLIVEIRA, Jimmy L.; CARVALHO, E. B. S. **Análise dos Determinantes Socioeconômicos da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) no Ceará**. Fortaleza: IPECE, 2008 (Texto para Discussão).

HOLANDA, M. C. et al. **As Metas do Milênio e os Avanços Socioeconômicos do Ceará**. Fortaleza: IPECE, 2006.

IPECE. **Objetivos de Desenvolvimento do Milênio**: relatório do Estado do Ceará 2010. IPECE: Fortaleza, 2010. Disponível em: <http://www.ipece.ce.gov.br/categoria4/ODM_Ceara_IPECE_2010.pdf>. Acesso em: 31 mar. 2014.

IPECE. **Comparando as Taxas de Mortalidade Infantil dos Estados Brasileiros entre 1991 e 2010**, Enfoque Econômico nº 81. IPECE: Fortaleza, 2013. Disponível em: <http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/enfoque-economico/EnfoqueEconomicoN81_10_2013.pdf>. Acesso em: 31 mar. 2014.

MARMOT M. G. **Social inequalities in mortality**: the social environment. In *Class and Health: Research and Longitudinal Data* (edited by Wilkinson R. G.). pp. 21-33. Tavistock Press, London, 1986.

PENNA, C. M.; LINHARES, F. C. **Há Controvérsia Entre Análises de Beta e Sigma-Convergência no Brasil?** Revista Brasileira de Economia v. 67, Jan-Mar 2013. p. 121-145, 2013.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). **Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2013**. Brasil, 2013. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>>. Acesso em: 13 abr. 2014.

UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME (UNDP). **Human Development Report 1990**. Oxford University Press, New York, 1990.

VIANA, Alexandre Galdino. **Análise de convergência de bem estar dos municípios do Estado do Ceará 1991-2000**: uma aplicação da matriz de transição de Markov. 2006. 74 f. Dissertação (Mestrado), Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará. Fortaleza. 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Thomson-Pioneira, 2005.

SUSTENTABILIDADE DO REGIME PRÓPRIO DE PREVIDÊNCIA SOCIAL NO ESTADO DO CEARÁ

Carlos Wagner de Lapa Barros *

Francisco José Silva Tabosa **

Andrei Gomes Simonassi***

Pablo Urano de Carvalho Castelar****

RESUMO

Este estudo busca analisar a sustentabilidade do regime próprio de previdência estadual, através de uma análise da solvência do respectivo sistema previdenciário, utilizando modelos econométricos que mensuram sua sustentabilidade, durante o período de 2003 a 2012. Os resultados mostram que a dívida contraída pela previdência no estado do Ceará é administrável.

Palavras-chave: Sustentabilidade; Previdência Social; Estado do Ceará.

ABSTRACT

This study seeks to analyze the sustainability of the state pension system itself, through an analysis of the solvency of its pension system, using econometric models that measure their sustainability over the period 2003 to 2012. The results show that the debt incurred by the pension Ceará is manageable.

Keywords: Sustainability; Social Security; Ceará States.

* Mestre em Economia pelo CAEN. Auditor da SEFAZ/CE.

** Economista. Dr. Professor do MAER/UFC

*** Economista. Dr. Professor do CAEN/UFC.

**** Economista. Dr. Professor do Curso de Finanças da UFC.

1 INTRODUÇÃO

O Regime Próprio de Previdência Social é claramente tratado no artigo 40 da Constituição Federal de 1988. Algumas mudanças começaram a surgir a partir da Emenda Constitucional nº 20, de 15 de dezembro de 1998, e, posteriormente, pelas Emendas Constitucionais nº 41, de 19 de dezembro de 2003 e a de nº 47, de 5 de julho de 2005. Todas estas alterações introduzidas no texto constitucional buscaram tornar mais eficiente e sustentável a previdência dos servidores públicos e civis de todo o país (ALVES, 2013). Não só por estas alterações na legislação já mencionadas, mas também pelo advento da Lei de Responsabilidade Fiscal, o trabalho dos gestores públicos é mais exigido no tocante à administração pública (CAVALCANTE JÚNIOR e ALMEIDA, 2011).

Ademais, existe uma pressão da União para equacionar o déficit atuarial do Sistema Único de Previdência Social dos servidores públicos civis e militares do estado do Ceará, que soma atualmente R\$ 38,9 bilhões. O Ceará não é o único estado que passa por este desafio. Afinal de contas, vale ressaltar que todo o país atravessa um momento de reforma a fim de encontrar soluções para a manutenção do sistema.

Com efeito, o sistema previdenciário não é um sistema fechado. A maior parte das suas alterações são frutos de várias mudanças. Pode-se citar alguns fatores: idade de entrada no mercado de trabalho, aumento da expectativa de vida das pessoas, o que acaba gerando maior utilização dos benefícios gerados pela previdência e, conseqüentemente, alterações ligadas ao aumento do tempo de contribuição dos servidores (ALVES, 2013).

Ora, isso tem feito o Estado a dobrar sua obrigação, enquanto o servidor permanece com a participação de 11%. Estes números mostram claramente como a previdência dos servidores afeta grandemente as contas públicas. Atualmente, são protegidos por este sistema, mais de 100.000 servidores, entre ativos e inativos do Estado.

A situação da previdência cearense é algo alarmante, já que existe uma progressão da participação estadual para manutenção das contas, como mostrado pelos números expostos acima e também porque existe a necessidade de aumentar o número de servidores públicos frente à quantidade de aposentadorias e também para oxigenação do quadro funcional (SILVA, 2012). Este conflito de ações necessita de um estudo e para isto, será feita uma análise da solvência do respectivo regime previdenciário cearense, via utilização de modelos econométricos que mensurem sua sustentabilidade.

Pelo exposto, este trabalho busca analisar a sustentabilidade do regime próprio de previdência estadual cearense. Tal estudo utilizou-se de dados previdenciários concernentes ao período de 2003 a 2012. A partir de 2003, para já absorver as alterações oriundas das emendas constitucionais e até 2012 para traçar um resultado atual.

O presente estudo está organizado em cinco partes. Depois desta introdução, será apresentado um aspecto histórico sobre a previdência social no Brasil e em específico no Ceará. Já em seguida, será apresentada a metodologia utilizada. Após isso, será feita uma análise dos resultados apresentados e, por fim, uma síntese conclusiva de todo o trabalho.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O estudo pioneiro em análise de sustentabilidade de dívida pública foi o desenvolvido por Hamilton e Flavin (1986), através de seu trabalho seminal, realizaram o estudo desta sustentabilidade, o qual testou a existência da sustentabilidade fiscal nos Estados Unidos no período de 1960 a 1984, através de testes de estacionariedade das séries de resultados fiscais e dívida pública.

Hakkio e Rush (1991) testaram a sustentabilidade fiscal verificando se havia cointegração entre os gastos, inclusive de pagamento de juros e as receitas governamentais. Caso houvesse a cointegração, se poderia dizer que a política fiscal era sustentável porque ambos – os gastos e

receitas – caminhavam juntos. Ressalta-se também que este resultado positivo, não é garantia de que toda a dívida seja paga. Apenas revela que não haverá um crescimento infinito do endividamento.

Seguindo mais adiante, encontram-se os estudos de Bohn (2007). Ele consegue estabelecer que se a dívida relativa ao PIB for estacionária após qualquer número finito de operações de diferenciação, a restrição orçamentária intertemporal do governo é satisfeita. Sendo assim, a utilização do teste de raiz unitária e cointegração não são elementos suficientes a fim de afirmar se a restrição orçamentária intertemporal é violada.

Bohn (1998, 2005, 2007) também é levado a encontrar uma relação entre a estimação de reação fiscal a um aumento da dívida. Desta forma, há a possibilidade de reversão para um choque negativo de dívida. Seus resultados corroboram a sustentabilidade.

Najberg e Ikeda (2002) avaliaram possíveis desenhos para a previdência brasileira, sustentáveis no curto, médio e longo prazo. Ressaltou que um modelo de repartição simples deve ser periodicamente ajustado. Além disso, comparou o sistema brasileiro com os sistemas de previdência aplicados no Chile, na Argentina e na Polônia. Mostrou que nos desenhos dos países mencionados acima, cada trabalhador tem sua conta individual e há uma vinculação clara entre contribuições e benefícios. Seus resultados mostraram que o atual quadro deficitário das contas públicas brasileiras impossibilita a redução da participação governamental.

Oliveira, Beltrão e Pasinato (1999) fazem uma análise da previdência do período posterior a aprovação da Emenda Constitucional nº 20/1998. Como resultado de seu trabalho, traz como sugestão a aplicação de alíquotas atuárias justas relacionadas a características de cada indivíduo assegurado.

Ainda em um estudo mais aprofundado, Oliveira *et al* (2000) comprovou que seriam necessárias reformas periódicas para manutenção do regime. Tal comprovação adveio da estimação do

impacto econômico e financeiro oriundos da emenda nº 20/98. Estas análises são fortalecidas também pelos estudos de Giambiagi *et al* (2007). Através do uso de simulações, Giambiagi *et al* (2007) consegue quantificar os impactos das reformas no sistema previdenciário.

Matos (2012) utilizou rubricas previdenciárias – arrecadação líquida, despesa com benefícios, saldo previdenciário e série do PIB – para realizar uma análise inédita a fim de estudar a sustentabilidade do Regime Geral de previdência Social do Brasil. Seu trabalho revela uma trajetória recente não explosiva para a previdência social brasileira.

Via de regra, estes estudos estão voltados para uma análise da previdência no Brasil, como um todo. Existe uma ausência de material que revele a situação do quadro previdenciário do regime próprio da previdência social do estado do Ceará. Este trabalho pretende investigar a solvência do sistema previdenciário estadual cearense através da proposta de Hamilton e Flavin (1986) testam se o déficit orçamentário segue um processo estocástico estacionário. A rejeição da hipótese nula de raiz unitária sobre a referida série implicaria que o déficit seria consistente com a restrição orçamentária do governo. Analogamente, este mesmo resultado para a série de déficit previdenciário implicaria em uma situação de potencial insolvência deste sistema. Especificamente, o estudo se utilizará dos testes de raiz unitária tradicionais para executar a investigação proposta.

3 BASE DE DADOS

Todas as informações relativas à previdência foram extraídas do site da Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará. Foram utilizadas as seguintes rubricas: receita líquida, despesa previdenciária, saldo previdenciário, além da receita corrente. Todos eles estão organizados em frequência bimestral, do período entre o 1º bimestre de 2003 até o último bimestre de 2012, totalizando 60 observações.

A receita previdenciária corresponde ao somatório dos recolhimentos dos ativos, inativos, pensionistas – tanto do pessoal civil

como militar – além das receitas de valores mobiliários, compensação previdenciária do RGPS para o RPPS e as receitas previdenciárias intra-orçamentárias. Por outro lado, no grupo das despesas previdenciárias estão relacionados os gastos com a previdência social – tanto do pessoal civil como militar – e as despesas previdenciárias intra-orçamentárias. A partir de 2003, para já absorver as alterações oriundas das emendas constitucionais e até 2012 para traçar um resultado atual.

4. METODOLOGIA

4.1 Testes empíricos preliminares

4.1.1 Estacionariedade da série de déficit previdenciário

Com o intuito de verificar se as variáveis utilizadas seguem um processo estocástico estacionário foram realizados dois testes de raiz unitária. Inicialmente, aplicou-se o Teste Dickey-Fuller Aumentado (Said e Dickey, 1984). A hipótese nula (H_0), de que a série testada possui raiz unitária (é não estacionária).

O teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), cuja hipótese nula é a de que a série é estacionária, vem a surgir com o propósito de reduzir as incertezas decorrentes dos testes ADF e Phillips-Perron. Veja abaixo a Tabela adaptada por Nusair (2003) revelando o poder dos testes feitos em conjunto.

KPSS(2)	ADF(1)	
	Aceita	Rejeita
Aceita	Decisão inconclusiva (informações insuficientes)	Decisão conclusiva (Estacionariedade)
Rejeita	Decisão conclusiva (Não-estacionariedade)	Decisão inconclusiva (integração fracionária)

Tabela 1 - Análise conjunta dos Testes de Raiz Unitária

Nota: 1) Indica a hipótese nula de não estacionariedade no teste ADF

2) Indica a hipótese nula de estacionariedade no teste KPSS.

Fonte: Nusair (2003)

4.1.2 Cointegração das séries de receita e despesas previdenciárias

Para testar se as séries de receita e despesas previdenciárias são cointegradas, ou seja, para saber se as séries possuem uma relação de equilíbrio a longo prazo, utilizou-se a metodologia proposta por Johansen (1988) e por Johansen e Juselius (1990 e 1992).

Especificamente, no caso de duas variáveis, se x e y são integradas de ordem 1 [I(1)], então, é verdadeir^t qu^t sua combinação linear é dada por: $Z = Y - \alpha X$ também será I(1). No entanto, naqueles casos^t em qu^t amb^tas as variáveis forem I(1) e Z for I(0), isto quer dizer que Y e αX devem ter componentes^t de longo prazo que praticam^tente se^t cancelam para produzir Z . Nessas circunstâncias diz-se que X e Y são cointegradas.^t (MARGARIDO et al, 1999).

Através deste teste, pode-se verificar o número de raízes características diferentes de zero que possam existir na matriz $\pi = \alpha\beta$. Podem ser utilizados dois testes: o teste do traço e o teste do máximo autovalor.

BUENO (2011) afirma que o teste do traço é iniciado testando se $r = 0$, par averiguar a hipótese nula de que existem, no máximo, r vetores de cointegração. Caso a hipótese nula seja rejeitada, verifica-se a existência, de no máximo, um vetor de cointegração a mais. Isto, até o momento onde não se consiga mais rejeitar a hipótese nula.

Pode-se avaliar a estatística do teste da seguinte forma:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

tal que λ são números reais entre 0 e 1, representando os autovalores de π , T é o tamanho da amostra e n o número de variáveis empregadas. Outra proposta de Johansen é o teste do máximo autovalor. Aqui, verifica-se a hipótese nula de que existem r vetores de cointegração contra a alternativa de que o número de vetores significativos seja $r+1$.

4.2 Resultados

4.2.1 Exercício preliminar: raiz unitária e cointegração.

Pode-se dizer que a existência de cointegração entre as séries de receita, despesa previdenciária e saldo previdenciário é sinônimo de solvência para a previdência estadual. Contudo, é preciso realizar algumas ressalvas. Há a necessidade de análise do parâmetro de cointegração das séries. Caso este seja igual ou superior à unidade, é possível afirmar a sustentabilidade do regime de previdência próprio dos servidores do estado do Ceará, e assim haveria a observância à restrição orçamentária intertemporal.

A seguir, aplica-se testes para verificar a estacionariedade das séries. Foram aplicados o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Neste teste empregou-se os métodos sem a presença de constante e sem tendência linear (ADF), com presença de constante e sem tendência linear (ADFC) e com a presença de constante e tendência linear (ADFC,t). Série de Receitas Previdenciárias

a) Teste de raiz unitária da série Receitas Previdenciária.

A Tabela 2 revela os testes feitos com a série de receita previdenciária. Para se rejeitar a hipótese nula (H_0), a estatística t do Teste ADF deve ter um valor absoluto maior que o valor crítico absoluto.

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária (ADF) para Receitas Previdenciárias

Método	% Valor Crítico	Receitas Previdenciárias	Valor Crítico
ADF	0,01	0,18	-2,6084
	0,05		-1,9469
	0,1		-1,6129
ADFC	0,01	-8,78	-3,5503
	0,05		-2,9135
	0,1		-2,5945
ADFC,t	0,01	-8,75	-4,1273
	0,05		-3,4906
	0,1		-3,1739

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

O teste ADF não rejeitou a hipótese nula. Contudo, os demais testes – ADFc e ADFc,t – rejeitaram a hipótese nula para todos os níveis dos valores críticos.

b) Teste de raiz unitária da série Despesa Previdenciária

Realizando a mesma análise da rubrica anterior, encontra-se a Tabela 3 abaixo.

Tabela 3 - Teste de Raiz Unitária (ADF) para Despesa Previdenciária

Método	% Valor Crítico	Despesa Previdenciária	Valor Crítico
ADF	0,01		-2,6084
	0,05	0,76	-1,9469
	0,1		-1,6129
ADFc	0,01		-3,5503
	0,05	-5,98	-2,9135
	0,1		-2,5945
ADFc,t	0,01		-4,1273
	0,05	-6,05	-3,4906
	0,1		-3,1739

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Os mesmos resultados são encontrados. No Teste ADF, não se rejeita a hipótese nula, o que quer dizer que a série não é estacionária. Porém, nos outros testes, a condição de rejeição da hipótese nula é atendida e a série é estacionária. O valor absoluto da rubrica despesas previdenciárias é maior que o valor absoluto do valor crítico em todos os níveis.

b) Teste de raiz unitária da série Saldo Previdenciário.

Analogamente aos testes feitos acima, encontra-se a Tabela

Tabela 4 - Teste de Raiz Unitária (ADF) para Saldo Previdenciário

Método	% Valor Crítico	Saldo Previdenciário	Valor Crítico
<i>ADF</i>	0,01		-2,6084
	0,05	0,02	-1,9469
	0,1		-1,6129
<i>ADFc</i>	0,01		-3,5503
	0,05	-4,71	-2,9135
	0,1		-2,5945
<i>ADFc,t</i>	0,01		-4,1273
	0,05	-4,65	-3,4906
	0,1		-3,1739

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Observa-se que todas as rubricas possuem o mesmo comportamento, indicando uma estacionariedade das séries. Contudo, torna-se importante aplicar também o Teste de Kwiatkowski, Phillips, Schimdt e Shin (1992) – cuja hipótese nula é que a série é estacionária. O mais importante em se aplicar testes cujas hipóteses nulas são opostas é minimizar a questão de que o Teste ADF tem baixo poder (MADDALA e KIM, 1998).

d) Teste de KPPS

Neste teste, a hipótese nula (H_0) é de que a série é estacionária. Para rejeitar a H_0 , o valor do LM-estatístico deve ser maior que os valores críticos. Segue abaixo a Tabela 5 que evidencia o comportamento das rubricas.

Tabela 5 – Teste de Raiz Unitária (KPPS) para Receita, Despesa e Saldo Previdenciário

Método	%Valor crítico	Receitas Previdenciárias	Despesa Previdenciárias	Saldo Previdenciário	Valor Crítico
<i>KPPSc</i>	1				0,73
	5	0,1970	0,2305	0,2097	0,46
	10				0,34
<i>KPPSc,t</i>	1				0,21
	5	0,1253	0,1278	0,1851	0,14
	10				0,11

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores

Como se pode observar, no Teste de KPPS com constante e sem tendência (KPPSc), que todas as rubricas possuem valor de LM-estatístico menor que o valor crítico em todos os níveis. Com efeito, isto revela que a hipótese nula não é rejeitada, ou seja, as séries são estacionárias.

Agora o Teste de KPPS com constante e com tendência (KPPSc,t) revela que as rubricas possuem um comportamento estacionário até determinado ponto e depois apresentam um comportamento não estacionário. O modelo VAR é a base para o procedimento de Johansen. Sendo assim, é importante que o número de defasagens deste modelo seja determinado. Além disso, deve-se verificar a presença ou não de termos determinísticos a serem incluídos. Pode ser uma constante, uma variável Dummy ou ainda uma tendência.

Objetivando encontrar o número de defasagens (p) do modelo VAR, adotou-se três critérios: o primeiro, a decisão pelo número de defasagens (p) que minimizou os Critérios de Informação de Akaike (AIC); o segundo de Schwarz (SC) e, por último, o de Hannan-Quinn (HQ). A Tabela 6 apresenta os resultados:

Tabela 6 - Definição do número de defasagens do modelo VAR, para as variáveis Receita e Despesa Previdenciárias, março 2003 a dezembro 2012

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	278.3664	NA	1.48e-07	-10.0496	-9.9766*	-10.0214
1	284.1375	10.9126*	1.39e-07*	-10.1140*	-9.8951	-10.0294*
2	286.7229	4.7007	1.46e-07	-10.0626	-9.6976	-9.9215
3	289.5214	4.8845	1.53e-07	-10.0189	-9.5080	-9.8213
4	290.2969	1.2972	1.73e-07	-9.9017	-9.2447	-9.6476
5	292.5259	3.5663	1.85e-07	-9.8373	-9.0343	-9.5268

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

NOTA: * Indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério; LR – Estatística de teste LR sequencial modificado; FPE – Erro de previsão final; AIC – Critério de informação de Akaike; SC – Critério de informação de Schwarz; HQ – Critério de Informação de Hannan-Quinn.

O critério do Erro de Previsão Final (FPE) e de Akaike (AIC) indicaram que o modelo deve possuir uma defasagem. Já o Critério de Schwarz (SC), aconselha que o modelo não deve possuir defasagem, e por fim o Critério de Informação de Hannan-Quinn (HQ) indicou que o número adequado seria uma defasagem.

Percebe-se que os critérios indicam números de defasagens diferentes. Sendo assim, a escolha foi realizada com base no mesmo número de defasagens que a maioria dos critérios indicou. Escolheu-se então, uma defasagem. A partir desta conclusão, pode-se realizar o Teste de cointegração de Johansen, que permitirá verificar a existência de vetores de cointegração, através da estatística traço e autovalor máximo, como se vê na Tabela 7 abaixo.

Tabela 7 – Teste de Cointegração de Johansen baseado no teste do Traço e no Teste de Máximo Autovalor

Teste do Traço				
Hipótese Nula	Valor Próprio	Estatística	Valor Crítico 5%	Probabilidade
R=0	0,4121	44,9321	15,4947	0
R<=1	0,2160	14,1208	3,8414	0,0002
Teste do Máximo Autovalor				
R=0	0,4121	30,8112	14,2646	0,0001
R<=1	0,2160	14,1208	3,8414	0,0002

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

A existência de cointegração está relacionada a rejeição da hipótese nula (H_0). Se os valores calculados da estatística ficassem abaixo de seus respectivos valores críticos a 5%, podemos dizer que a hipótese nula é atendida, e então, não haveria cointegração entre as séries. Analisando o resultado apresentado na Tabela 7 pode-se concluir que há integração entre as séries do modelo. Este teste também revela a influência a longo prazo entre essas variáveis.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho verificou o quadro deficitário que a previdência vem apresentando ao longo dos anos. Fato é que a cada ano o governo vem aumentando a sua obrigação a fim de zelar pela manutenção das contas. Contudo, o quadro atual do Estado do Ceará, assim como outros estados do Brasil – Rio Grande do Sul e Santa Catarina – vêm se agravando na situação sobre a margem para investimentos e despesas com previdência em relação à receita corrente líquida.

Através das análises realizadas neste trabalho, evidenciou-se que a previdência não possui uma tendência a explodir. Mas uma das coisas que ajudam a explicar a solvência da previdência estadual cearense, mesmo tendo um quadro deficitário, é por ser uma conta pública controlável, que vem sendo estudada a fim de equacionar o déficit atual. Prova disso, é a aprovação e publicação da Lei Complementar nº 123, de 16 de setembro de 2013. Tal documento legal dispõe sobre o equacionamento do déficit atuarial do sistema único de previdência social dos servidores públicos civis e militares, dos agentes públicos e dos membros do poder do Estado do Ceará – SUPSEC, além de instituir o regime de previdência complementar do Estado do Ceará.

Os fundos de natureza previdenciária tratados na lei são autônomos e distintos, com separação orçamentária, financeira e contábil dos recursos e obrigações correspondentes, inexistindo entre eles qualquer espécie de solidariedade, subsidiariedade ou supletividade. O Plano de Custeio Previdenciário do SUPSEC financiará os benefícios previdenciários do Sistema garantidos aos segurados ativos civis ingressos no serviço público estadual a contar do dia 1º de janeiro de 2014, bem como seus respectivos dependentes.

O Plano de Custeio Financeiro do SUPSEC financiará os benefícios previdenciários do sistema que forem destinados aos segurados ativos civis que hajam ingressado no Serviço Público Estadual até o dia 31 de dezembro de 2013 e também aos segurados inativos civis e aos pensionistas de segurados civis em fruição de

benefício na data de 31 de dezembro de 2013.

Já o Plano de Custeio Militar do SUPSEC financiará os benefícios previdenciários do Sistema, que forem destinados aos militares estaduais e aos seus dependentes independentemente da data de ingresso no serviço militar estadual. É importante salientar que tanto o plano de custeio financeiro quanto o plano de custeio militar possuem unicamente o objetivo de honrar o pagamento de benefícios previdenciários aos beneficiários a eles vinculados, sem ter como objetivo primordial a formação de reservas financeiras.

Ademais, destaca-se a vedação que a lei trata sobre a não utilização dos recursos dos fundos para a concessão de empréstimos de qualquer natureza. Observa-se, inclusive, os entes federativos, a entidades da Administração Pública Indireta e aos respectivos segurados ou dependentes, sendo também vedada a aplicação desses recursos para custear ações de assistência social, saúde e para a concessão de verbas indenizatórias, ainda que por acidente de serviço.

Tudo isto ratifica a estacionariedade das contas previdenciárias do Estado do Ceará e coloca o estado numa situação-modelo por estabelecer um sistema de equacionalização do déficit da previdência.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, L. Déficit leva Estado a impor reforma na previdência. DIÁRIO DO NORDESTE. Fortaleza, CE. Em 16/06/2013. Blog Política [on-line]. Disponível em: <<http://blogs.diariodonordeste.com.br/politica/deficit-leva-estado-a-impor-reforma-na-previdencia/>>.

BOHN, h. Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for the United States. *Journal of Monetary Economics*. 27, 333-359, 1991.

_____. The behavior of U.S. Public debt and deficits. *Quarterly*

Journal of Economics, 113, 949-63, 1998.

_____. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of Monetary Economics*, 54, 2007.

DICKEY, D. E WAYNE, F. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, 74, 427-431, 1979.

DICKEY, D. E WAYNE, F. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, 49, 1057-1072, 1979.

ENGLE, R. E GRANGER, C. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, 55, 251-276, 1987.

GIAMBIAGI, F., ZYLBERSTAJN, H., AFONSO, L., SOUZA, A. e ZYLBERSTAJN, E. Impacto de reformas paramétricas na previdência social brasileira: simulações Alternativas. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 37, 175-219, 2007.

HAMILTON, J. e FLAVIN, M. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. **American Economic Review**, 76, 808-819, 1986.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, 59, 1551-1580, 1991. Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. Oxford. Oxford University Press, 1995.

CAVALCANTE JUNIOR, H. M.; ALMEIDA, P. C.. Análise do sistema de previdência dos servidores públicos do ceará. **Revista do Mestrado Profissional em Planejamento de Políticas Públicas**. v1, p. 421-462, 2011.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P. e SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, 54, 159-178, 1992.

MATOS, Paulo Rogério Faustino. **Análise de solvência do regime geral da previdência social**. 2012. Monografia. XVII Prêmio Tesouro Nacional.

SEPLAG – Secretaria de Planejamento e Gestão do Estado do Ceará.
www.seplag.ce.gov.br

CEARÁ. **Lei Complementar nº 123 de 16 de setembro de 2013**. Dispõe sobre o equacionamento da déficit atuarial do sistema único de previdência social dos servidores públicos civis e militares, dos agentes públicos e dos membros de poder do Estado do Ceará – SUPSEC, e institui o regime de previdência complementar do Estado do Ceará.

OLIVEIRA, A. M. de. **Análise dos regimes próprios de previdência social dos municípios cearenses à luz do índice de desenvolvimento previdenciário (IDP) – 2006 a 2008**. 2011. Dissertação (Mestrado Profissional) - Universidade Federal do Ceará, Curso de Pós-Graduação em Economia, CAEN, Fortaleza. 67p.

OLIVEIRA, F., BELTRÃO, K., PINHEIRO, K., PEYNEAU, F. e MENDONÇA, J. O Idoso e a Previdência Social. **Texto para discussão**, n.º 413, IPEA. 1999.

OLIVEIRA, F., BELTRÃO, K. e PASINATO, M. Reforma estrutural da previdência: uma proposta para assegurar proteção social e equidade. **Texto para discussão**, n.º 609. IPEA, 1999.

PHILLIPS, P. e PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, 75, 335–346, 1988. [Http://ww.portalaction.com.br/\[on line\]](http://ww.portalaction.com.br/[on line])

SILVA, E. Aposentadoria dos servidores públicos do Ceará podem sofrer mudanças. DIÁRIO DO NORDESTE. Fortaleza. CE. Em 15/08/2012. BLOG Política [on line}. Disponível em: <<http://blogs.diariodonordeste.com.br/politica/aposentadorias/aposentadorias-dos-servidores-do-estado-do-ceara-pode-sofrer-mudancas/>>.

TAXA DE CÂMBIO E BALANÇA COMERCIAL: EVIDÊNCIAS PARA O ESTADO DO CEARÁ

Gabriel Martins *

Elano Ferreira Arruda **

RESUMO

O estudo analisa a ocorrência do fenômeno da curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial do Estado do Ceará com dados mensais entre Janeiro de 1999 e Novembro de 2013 e vetores de correção de erros. Na maioria dos modelos considerados, a resposta das exportações líquidas cearenses a uma depreciação cambial se mostra positiva e elástica, validando, portanto, a condição de Marshall-Lerner. Essa resposta se mostrou maior para os bens industrializados. Além disso, o impacto da atividade industrial cearense se mostrou positivo e elástico para a sua balança comercial e a atividade externa parece não influenciá-la. Por fim, o exame das relações de curto prazo revelou a ocorrência do fenômeno da curva J na maioria dos casos analisados.

Palavras-chave: Balança Comercial, Curva J, Condição de Marshall-Lerner, Taxa de Câmbio.

ABSTRACT

This work investigates the occurrence of the J curve and the validity of the Marshall-Lerner condition for the trade balance of the state of Ceará, using monthly data between January 1999 and November 2013 and error correction vectors. In most of the models considered, the response of net exports in Ceará to a currency depreciation

*Graduando em Economia, Universidade Federal do Ceará.

**Doutor em Economia, Professor do Departamento de Economia Aplicada e Pesquisador do Programa de Pós Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará

was positive and elastic, thus validating the Marshall-Lerner condition. This response was larger for industrial goods. Furthermore, the impact of the industrial activity in Ceará was positive and elastic to its trade balance, and foreign activity does not seem to influence it. Lastly, the examination of short term relationships revealed the occurrence of the J curve in most cases analyzed.

Keywords: Trade Balance, J-Curve, Marshall-Lerner Condition, Exchange Rate

1 INTRODUÇÃO

Em anos recentes, especialmente após o Bretton Woods onde as taxas de câmbio se tornaram fortemente voláteis devido à adoção do regime de câmbio flutuante, vários pesquisadores têm voltado seus estudos para avaliar como as políticas cambiais repercutem na balança comercial das economias e de que forma influenciam o crescimento econômico. Ou seja, num ambiente econômico cada vez mais globalizado, o entendimento dessas relações se mostra relevante para os formuladores de política econômica. Nessa perspectiva, discutem-se os aspectos teóricos e a regularidade empírica da chamada curva J e da condição de Marshall-Lerner.

A curva J refere-se à ocorrência de um déficit na balança comercial a curto prazo seguido por um saldo superavitário a longo prazo em resposta a uma desvalorização cambial. Esse fenômeno seria explicado pela existência, no curto prazo, de uma rigidez relativa em termos de *quantum* importado e exportado decorrente de contratos de câmbio (LEONARD e STOCKMAN, 2001). Krugman e Obstfeld (2000) justificam o fenômeno da curva J sob o argumento de que, após uma depreciação cambial, os valores das exportações e importações ainda representam contratos celebrados com base na antiga taxa de câmbio real, refletindo no aumento do valor das importações em termos de bens domésticos e, além disso, a persistência de hábitos e

costumes e a defasagem da tomada de decisão por parte dos agentes econômicos também são apresentados como fatores explicativos desse fenômeno.

Segundo Sonaglio, Scalco e Campos (2010), a condição de Marshall-Lerner preconiza que somente haverá uma melhora no saldo da balança comercial em resposta a uma depreciação cambial se, e somente se, o volume das exportações e importações for elástico em relação à taxa de câmbio real.

Apesar da importância dessa temática e do crescimento recente da quantidade de estudos sobre esse tema, ainda não há um consenso sobre a ocorrência e a regularidade desses fenômenos na economia brasileira e em seus estados. No Brasil, as diversas políticas cambiais adotadas desde a década de 1990 e a crescente abertura comercial oferecem uma boa oportunidade quanto a análise da relação entre balança comercial e variações na taxa de câmbio (SONAGLIO, SCALCO e CAMPOS, 2010). Portanto, o presente estudo se propõe a contribuir nessa direção ao elaborar um estudo de caso para o Estado do Ceará.

A implementação de políticas industriais pautadas em auxílios financeiros e no fornecimento de infraestrutura para a economia cearense, a partir de 1980, promoveu o crescimento de setores como o metal-mecânico, papelaria, química, cerâmicas, têxteis, vestuário, produtos alimentares, móveis domésticos, calçadista e seus subsidiários (MAIA e CAVALCANTE, 2010).

Todavia, a partir da década de 1990, com uma política industrial já efetiva e a posterior implementação do Plano Real, o estado começou a ampliar as transações comerciais com outros países tendo como foco a exportação de produtos industrializados e a importação de equipamentos e insumos industriais para dar suporte à ampliação do processo de industrialização no estado. Embora a participação dos produtos industrializados nas exportações e importações cearenses tenha sido majoritária a partir do final dos anos 1990, após um breve período de superávit entre 2003 e 2005, a balança comercial

se torna deficitária desde 2006. Após a tendência da queda da taxa de câmbio predominante nos anos 2000, observam-se desvalorizações significativas em 2012 e 2013.

Diante desse cenário, torna-se necessária a existência de pesquisas sobre o comércio exterior cearense para entender melhor o seu comportamento e daí extrair conclusões que subsidiem as decisões de política econômica, levando-as a produzir melhores resultados em termos de industrialização do Estado, o que solidificará a economia cearense, e a tornar seus produtos mais competitivos no mercado externo, objetivos que são cada vez mais imprescindíveis diante de um mundo globalizado.

Alguns autores apresentaram as suas contribuições nesse período. Entre eles, estão os estudos de Trompieri Neto, Freire Júnior e Paiva (2010) que estudam os determinantes das exportações cearenses de calçados; Maia e Cavalcante (2010) apresentam uma descrição do comportamento da balança comercial cearense entre 1989 e 2009; Ferreira e Arruda (2013), que investigam as interdependências regionais e externas da atividade industrial do Estado do Ceará e Freire Júnior e Paiva (2014), que analisam os determinantes das exportações cearenses de bens manufaturados.

O presente trabalho pretende contribuir para essa literatura com a análise empírica das relações de curto e longo prazo entre a taxa de câmbio real e a balança comercial cearense entre Janeiro de 1999 e Novembro de 2013¹; ou seja, verificar-se-á a ocorrência do fenômeno da curva J e da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial cearense utilizando-se o arcabouço dos vetores de correção de erros (VEC). Além disso, essa análise também será executada em nível desagregado para produtos básicos e industrializados na tentativa de identificar assimetrias nos resultados considerando diferentes setores de atividade.

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções.

¹ Optou-se por esse período amostral porque em 1999 o mercado cambial brasileiro passou a operar sob regime de livre flutuação da taxa de câmbio.

A próxima consiste em destacar os aspectos teóricos e empíricos que versam sobre a condição de Marshall-Lerner e a curva J. A terceira seção se reserva à apresentação do banco de dados utilizado bem como à apresentação da estratégia econométrica empregada. A análise e discussão dos resultados é feita em seguida. E, por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Modelo Teórico

Para explicar a relação entre a taxa de câmbio e a balança comercial, Bickerdike (1920), Marshall (1923), Lerner (1914), Robinson (1947) e Metzler (1948) desenvolveram um modelo de balança comercial baseado nas elasticidades das funções oferta e demanda.

O modelo pressupõe a existência de dois mercados sob a ótica da economia doméstica: o mercado externo e o mercado interno. No primeiro mercado, o país local exerce a demanda por bens estrangeiros, sendo estes ofertados pelo resto do mundo; enquanto que no segundo ocorre o inverso, isto é, o país local oferta os bens produzidos internamente para que sejam demandados pelo resto do mundo. Nessas condições, uma desvalorização cambial provoca uma retração na oferta do resto do mundo e uma expansão da oferta doméstica estimulada em parte pelo aumento da demanda externa. Na economia doméstica, o valor das exportações tende a aumentar devido ao barateamento de seus produtos em moeda externa, enquanto que o valor das importações pode aumentar ou reduzir dependendo da elasticidade-preço da oferta, tornando o efeito de uma desvalorização cambial ambíguo (MOURA, 2005).

Portanto, nesse modelo, a condição de suficiência para a ocorrência de superávit na balança comercial em resposta a uma depreciação cambial, denominada condição Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM), é a de que a derivada desta em relação a taxa de câmbio seja positiva.

Moura (2005) argumenta que a condição Marshall-Lerner é um caso especial da condição BRM; ou seja, ela é válida quando as rendas dos países permanecem constantes e, sobretudo, as curvas de oferta externa e oferta interna de exportações são altamente ou perfeitamente elásticas, e daí se deduz que, para que haja a melhora na balança comercial, a soma das elasticidades-preço das demandas interna e externa sejam maiores que um.

Nos moldes de Lobo (2007), o modelo BRM pode ser construído a partir das seguintes relações econômicas:

$$M(P_M) = X^*(P_M^*) \quad (1)$$

$$X(P_X) = M^*(P_X^*) \quad (2)$$

$$B = P_X X - P_M M \quad (3)$$

$$P_M = P_M^* \cdot e \quad (4)$$

$$P_X = P_X^* \cdot e \quad (5)$$

$$\eta = - \frac{\partial M}{\partial P_M} \frac{P_M}{M} \quad (6)$$

$$\eta^* = - \frac{\partial M^*}{\partial P_X^*} \frac{P_X^*}{M^*} \quad (7)$$

$$\varepsilon = - \frac{\partial X}{\partial P_X} \frac{P_X}{X} \quad (8)$$

$$\varepsilon^* = - \frac{\partial X^*}{\partial P_M^*} \frac{P_M^*}{X^*} \quad (9)$$

Em que: M, X: importações e exportações efetuadas pela economia doméstica; M*, X*: importações e exportações efetuadas pelo resto do mundo à economia doméstica; P_M, P_X: preços das importações e exportações em moeda doméstica; P*_M, P*_X: preços das importações e exportações em moeda estrangeira; e: taxa de câmbio nominal (preços em moeda doméstica/ preço em moeda estrangeira); η : elasticidade compensada da demanda de importações domésticas; η^* : elasticidade compensada da demanda de importações do resto do mundo; ε : elasticidade compensada da oferta de exportações

domesticas; ε^* : elasticidade compensada da oferta de exportações do resto do mundo.

O modelo BRM fornece a condição geral que determina a variação nos saldos comerciais a partir da diferenciação das equações (1) a (5) e utilizando-se das definições de elasticidades constantes nas relações (6) a (9) e o fato de que²:

$$\frac{\partial P_M}{P_M} = \left[\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right] \frac{\partial \varepsilon}{\varepsilon} \quad (10)$$

$$\frac{\partial P_X}{P_X} = \left[\frac{\eta^*}{\varepsilon + \eta^*} \right] \frac{\partial \varepsilon}{\varepsilon} \quad (11)$$

Em que $\frac{\partial P_M}{P_M}$ e $\frac{\partial P_X}{P_X}$ denotam, respectivamente, aproximações das taxas médias de decréscimo dos preços das importações e das exportações. Assim, pode-se derivar a relação que explicita a variação absoluta nos saldos comerciais, partindo de um equilíbrio inicial ($B=0$), dada por:

$$\partial B = P_X X \left[\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon + \eta^*} - \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right] \frac{\partial \varepsilon}{\varepsilon} \quad (12)$$

Portanto, a partir das expressões constantes em (10) e (11), percebe-se que, na inalterabilidade dos termos de troca³ ou no caso de variação positiva nestes; ou seja, quando $\frac{\partial P_X}{P_X} \geq \frac{\partial P_M}{P_M}$, não há como existir deterioração nos saldos comerciais, de modo que $\partial B \geq 0$. Entretanto, caso haja uma deterioração nos termos de troca, $\frac{\partial P_X}{P_X} < \frac{\partial P_M}{P_M}$, existe a possibilidade de ocorrência de déficit comercial em resposta a uma desvalorização/depreciação real da taxa de câmbio.

No modelo BRM, a condição suficiente para que ocorra um resultado superavitário nos saldos comerciais numa economia após uma depreciação cambial é dada por:

$$\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon + \eta^*} > \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \quad (13)$$

² Para verificação dessas relações e da condição geral do modelo BRM, ver apêndice C.

³ Termos de troca definido como a razão entre os preços recebidos nas exportações e pagos nas importações de uma economia; Pode também ser definido como a razão entre o valor das exportações e importações de uma unidade econômica.

A condição de Marshall-Lerner é uma situação particular da relação acima, quando se considera que as elasticidades-preço da oferta dos bens exportados e importados da economia doméstica tendem ao infinito. Ou seja, nesse cenário, a soma das elasticidades-preço das demandas interna e externa será maior que um, é a chamada condição de Marshall-Lerner.

$$\lim_{\substack{\varepsilon \rightarrow \infty; \\ \varepsilon^* \rightarrow \infty}} \frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon + \eta^*} > \lim_{\substack{\varepsilon \rightarrow \infty; \\ \varepsilon^* \rightarrow \infty}} \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \rightarrow \eta^* > 1 - \eta \rightarrow (\eta + \eta^*) > 1 \quad (14)$$

Assim, como argumenta Moura (2005), a condição de Marshall-Lerner é um caso particular da solução geral para as variações absolutas do saldo da balança comercial frente a uma desvalorização cambial.

Uma abordagem complementar a das elasticidades é a abordagem da absorção, que considera os efeitos da desvalorização cambial não somente nos preços relativos e na balança comercial, mas também sobre a renda e a absorção. Dados os preços internos constantes e os preços externos variáveis, postula-se a renda interna como exógena para as exportações e endógena para as importações, devido a dependência de insumos industriais no produto doméstico, bem como as importações serem parte da absorção total.

Isto posto, após uma desvalorização cambial, os agentes do país doméstico podem: i) Demandar produtos domésticos no lugar de produtos estrangeiros, devido a seu encarecimento em moeda doméstica; ii) Dado um aumento na renda interna, aumentar sua demanda por produtos estrangeiros, quanto maiores forem a propensão marginal a consumir e a elasticidade da oferta externa por importações. O efeito i) é denominado efeito substituição e ii), efeito renda. Em geral, a abordagem da absorção explica que uma desvalorização cambial tende a deteriorar os termos de troca, mas isso não implica em déficit na balança comercial. Para que haja uma melhora na balança comercial, é necessário que o efeito substituição seja maior que o efeito renda (MOURA, 2005).

Ainda nessa estrutura pode-se identificar a ocorrência da curva J,

que é um fenômeno em que, após uma desvalorização cambial, ocorre déficit na balança comercial em curto prazo, e superávit, a longo prazo. Em outros termos, sob a ótica da absorção, o efeito renda é dominante no curto prazo, enquanto que no médio e longo prazos, predomina o efeito substituição e, como consequência, o gráfico da resposta da balança comercial a uma depreciação cambial ao longo do tempo tem o formato da letra J. Vale destacar que a condição de Marshall-Lerner permanece válida nesse processo, pois o superávit, embora não se manifeste de imediato, ocorre no equilíbrio em longo prazo (LOBO, 2007; MOURA, 2005; SONAGLIO, SCALCO e CAMPOS, 2010). Analiticamente, os três principais fatos geradores do fenômeno da curva J são os contratos de câmbio, a rigidez de preços e persistência de hábitos e costumes dos agentes econômicos.

Os contratos de câmbio firmam negociações antes da desvalorização cambial, onde preços e quantidades são fixos. Após a depreciação cambial, pela defasagem do repasse cambial entre preços, as quantidades remanescentes permanecem fixas, fazendo com que os exportadores consigam ajustar os preços, mas os importadores não consigam fazer o mesmo, resultando em um déficit na balança comercial em curto prazo. A rigidez de preços seria explicada em três defasagens temporais; quais sejam, de reconhecimento, de decisão e de entrega/pagamento. A primeira ocorre porque os importadores e exportadores demoram a perceber a mudança no ambiente de competição. A segunda envolve a expectativa dos agentes quanto a duração da desvalorização cambial, se ela será momentânea ou duradoura e, a última, está relacionada aos custos de transporte e as dificuldades de logística (LOBO, 2007; MOURA, 2005; SONAGLIO, SCALCO E CAMPOS, 2010). Por fim, Krugman e Obstfeld (2001) apresentam os hábitos, preferências e costumes dos agentes econômicos como um fator explicativo para o déficit comercial em curto prazo.

2.2 Evidências Empíricas

A literatura que investiga a ocorrência e a regularidade empírica

das previsões teóricas mencionadas na seção anterior; ou seja, o estudo das repercussões de uma depreciação cambial sobre a balança comercial evoluiu nos últimos anos para o Brasil e diversos autores apresentaram suas contribuições.

Um dos primeiros esforços nessa direção pode ser encontrado em Moura (2005). O autor investiga a validade da condição de Marshall-Lerner e a ocorrência do fenômeno da curva J para a balança comercial brasileira com dados entre Janeiro de 1990 a Dezembro de 2003 e vetores de correção de erros com mudança de regime (MS-VECM). Verifica-se que, após uma depreciação cambial, a balança comercial tende a se ajustar rapidamente, apresentando um *overshooting* ao invés de uma deterioração inicial, constituindo assim uma evidência positiva para a condição de Marshall-Lerner e negativa para a curva J.

Lobo (2007) investiga a ocorrência do fenômeno da curva J para a economia brasileira com dados trimestrais entre 1980 e 2005 e vetores de correção de erros (VEC). Os resultados indicam que o fenômeno da curva J parece não ocorrer nos dados do Brasil. O autor argumenta ainda que as rendas externa e interna se mostram fortemente relevantes na determinação do saldo da balança comercial brasileira e que, portanto, um cenário de deterioração nos saldos comerciais seria possível com a retração na atividade econômica doméstica e/ou externa.

Analisando as relações de curto e longo prazo entre a balança comercial e as depreciações cambiais sob uma ótica bilateral entre Brasil e os Estados Unidos, Mercosul, União Europeia e resto do mundo, Vasconcelos (2010) faz uso de dados trimestrais entre 1990 e 2009 e da modelagem de cointegração a partir do modelo autorregressivo de defasagem distribuída – ARDL e modelo de correção de erros – MCE nos moldes propostos por Pesaran *et all* (2001). Os resultados não conseguem sustentar a ocorrência do fenômeno da curva J em nenhum dos casos considerados, todavia, os efeitos de longo prazo apontam para a ocorrência da condição de Marshall-Lerner em todas as análises bilaterais.

Sonaglio, Scalco, Campos (2010) realizam um investigação empírica da ocorrência e regularidade empírica da curva J e da condição de Marshall-Lerner para 21 setores da balança de manufaturados no comércio bilateral entre Brasil e Estados Unidos entre 1994 e 2007 como modelos VEC. Os autores encontram evidências da ocorrência do fenômeno da curva J apenas para os setores de indústrias diversas e óleos vegetais. A condição de Marshall-Lerner, por sua vez, se mostrou presente em seis setores, quais sejam, borracha, calçados, equipamentos eletrônicos, madeira e mobiliário, peças e outros veículos e artigos de vestuário.

Analisando as trajetórias das taxas de câmbio nominal e real efetiva e da balança comercial brasileira de 1994 a 2008, Pinzon (2011) apresenta evidências da ocorrência da curva J somente na desvalorização de 2002, quando importações caíram rapidamente e exportações subiram lentamente.

Mortatti, Miranda, Bacchi (2011), destacando a importância desempenhada pela China no comércio exterior brasileiro ao assumir o posto de maior parceiro comercial em meados dos anos 2000, decidem investigar as variáveis determinantes nas exportações do Brasil para a China nas equações de exportação de *commodities* agrícolas, minerais e na de exportação de produtos industriais utilizando dados mensais entre Janeiro de 1995 e Dezembro de 2008 e modelos VEC. Os autores mostram que tanto a renda brasileira como a chinesa são importantes para o comércio entre esses países, em todos os casos considerados. A taxa de câmbio, por outro lado, se mostrou pouco relevante para a exportação de *commodities*, mas fortemente determinante para os produtos industrializados. Os autores também verificam a ocorrência do fenômeno da curva J no comércio bilateral Brasil-China para as *commodities* agrícolas e para os produtos industrializados.

Investigando os efeitos de curto e longo prazos das desvalorizações cambiais sobre o saldo da balança comercial agropecuária do Brasil/resto do mundo com uso de dados mensais entre Julho de 1994 a Dezembro de 1997 e modelos VEC, Scalco, Carvalho e Campos (2012) rejeitam a hipótese da ocorrência do fenômeno da curva J e confirmam a validade da condição de Marshall-Lerner de que, no

longo prazo, as depreciações cambiais repercutem positivamente na balança comercial.

Para o Estado do Ceará, Freire Júnior, Paiva e Trompieri Neto (2010); Maia e Cavalcante (2010), Ferreira e Arruda (2013) e Freire Júnior e Paiva (2014) apresentaram contribuições sobre a evolução do comportamento do comércio exterior cearense.

Maia e Cavalcante (2010) apresentam um estudo descritivo sobre a evolução do desempenho do comércio exterior cearense entre 1989 e 2009 com dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (SECEX – MDIC). Os autores destacam o crescimento das transações comerciais desse Estado com o resto do mundo e a expansão da participação de novos municípios em atividades exportadoras.

Investigando os impactos das depreciações cambiais sobre as exportações cearenses de calçados, Freire Júnior, Paiva e Trompieri Neto (2010) utilizam dados trimestrais entre 1996 e 2009 e modelo VEC. Os resultados mostram que tanto a renda externa como a taxa de câmbio real apresentam influência positiva sobre exportações de calçados do Estado do Ceará.

Examinando o comportamento dinâmico da atividade industrial cearense e suas interdependências regionais e externas no pós-Real, Ferreira e Arruda (2013) utilizam modelos vetoriais dinâmicos com restrições nos parâmetros estimados de forma sistêmica e mostram que choques na região Nordeste provocam uma resposta positiva e instantânea da economia do Ceará e que esse efeito também é encontrado na análise inversa, mas com menor impacto. Ademais, verificou-se que os efeitos sobre a atividade industrial do Estado do Ceará provocados por choques na atividade industrial das regiões Sudeste e Sul são maiores que os da própria região Nordeste. Os autores não encontram evidências relevantes do impacto do setor externo sobre a dinâmica das exportações cearenses.

Por fim, analisando as elasticidades de longo prazo das exportações cearenses de produtos industrializados em relação à renda mundial e à taxa de câmbio, Freire Júnior e Paiva (2014) recorrem aos modelos VEC e a dados trimestrais entre 2000 e 2010. Os autores

encontram impactos relevantes e condizentes com a teoria para as elasticidades, ou seja, as exportações cearenses aumentam tanto via desvalorizações cambiais quanto via aumento da renda do resto do mundo.

Apesar das contribuições mencionadas acima para a economia cearense, percebe-se a inexistência de estudos que apresentem evidências sobre a ocorrência do fenômeno da curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner. O presente trabalho pretende contribuir nessa direção analisando os efeitos de curto e longo prazo das depreciações cambiais sobre a balança comercial cearense considerando os valores totais e em níveis desagregados para os setores básicos e industrializados. Em suma, esse estudo examina a ocorrência da curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial cearense total e para esta nos setores básicos e industrializados.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 Banco De Dados

Para fazer inferência sobre a validade da condição de Marshall-Lerner e a ocorrência do fenômeno da curva J para o Estado do Ceará far-se-á uso de informações mensais entre Janeiro de 1999 e Novembro de 2013 e vetores de correção de erros (VEC).

A balança comercial cearense será construída a partir de dados de exportações e importações por fator agregado⁴ adquiridos junto a Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento e Comércio Exterior (MDIC/SECEX). Far-se-á uso do saldo da balança

⁴ Nesse conceito, o produto é classificado como básico ou industrializado, sendo este último grupo subdividido em semimanufaturado e manufaturado. Os básicos são aqueles que guardam suas características próximas ao estado em que são encontrados na natureza, ou seja, com um baixo grau de elaboração. São exemplos desse grupo minérios, produtos agrícolas (café em grão, soja em grão, carne in natura, milho em grão, trigo em grão, etc.). Os produtos semimanufaturados são aqueles que ainda não estão em sua forma definitiva de uso, quer final quer intermediário, pois deverão passar por outro processo produtivo para se transformarem em produto manufaturado (ex.: açúcar em bruto => açúcar refinado; óleo de soja em bruto => óleo de soja em refinado; produtos semimanufaturados de ferro/aço => laminados planos; celulose => papel, etc.).

comercial considerando os valores totais e do referido saldo para os básicos e industrializados (manufaturados e semimanufaturados).

Em virtude da indisponibilidade de dados sobre PIB mensal, utilizaram-se como *proxies* para as variáveis de renda doméstica e externa os Índices de Produção Industrial (IPI) do Estado do Ceará e dos Estados Unidos⁵, por este ter sido o principal demandador das exportações cearenses em todo o período analisado. O IPI estadual é calculado e disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o IPI americano foi obtido junto às Estatísticas Financeiras Internacionais do Fundo Monetário Internacional (IFS-FMI).

A medida de câmbio utilizada nessa pesquisa é a taxa de câmbio efetiva real, que é calculada a partir de uma média geométrica ponderada dos maiores parceiros comerciais de uma economia e é empregada como uma medida de competitividade das exportações de um país. De modo a avaliar a robustez dos resultados encontrados, esse trabalho faz uso de duas versões para essa medida, quais sejam, a taxa de câmbio real deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) e pelo Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna (IPA-DI) disponibilizadas no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS).

3.1.1 Perfil da Balança Comercial Cearense

A política de industrialização do Ceará já teve início em meados dos anos 1980, sustentada em estratégias de concessões financeiras e apoio de infraestrutura. Os setores mais investidos foram metal-mecânico, papelaria, química, cerâmicas, têxteis, vestuário, produtos alimentares, móveis domésticos, calçadista e seus subsidiários.

Com a maior inserção do Estado no comércio internacional e, por se tratar de uma economia que importa bens de alto valor agregado, a balança comercial cearense se mostrou deficitária durante quase todo

⁵ Para ambos os índices utilizou-se o mês de Maio de 2005 como mês base.

o período analisado, como mostra a tabela 1. Percebe-se ainda a forte expansão do grau de abertura comercial do estado entre 1999 e 2004 e que, após os primeiros indícios da crise financeira norte americana, este indicador apresentou uma desaceleração.

Tabela 1 - Comércio exterior cearense – dados gerais – 1999 – 2013

Ano	Exportações (US\$ mi)	Importações (US\$ mi)	Corrente de comércio (US\$ mi)	PIB do Ceará (US\$ mi)*	Taxa de abertura comercial (%)
1999	371,206	573,468	944,674	11,418,660	8.27
2000	495,098	717,859	1,212,957	12,356,930	9.82
2001	527,051	623,372	1,150,423	10,429,810	11.03
2002	543,902	635,910	1,179,812	9,859,090	11.97
2003	760,927	540,760	1,301,687	10,602,310	12.28
2004	859,369	573,596	1,432,965	12,600,750	11.37
2005	930,451	588,656	1,519,107	16,817,300	9.03
2006	961,874	1,098,177	2,060,051	21,268,200	9.69
2007	1,148,357	1,405,686	2,554,043	25,833,290	9.89
2008	1,274,935	1,558,471	2,833,406	32,706,940	8.66
2009	1,080,166	1,230,384	2,310,550	32,959,120	7.01
2010	1,269,499	2,169,201	3,438,700	44,259,080	7.77
2011	1,403,296	2,403,329	3,806,625	52,539,110	7.25
2012	1,266,963	2,864,257	4,131,220	48,416,880	8.53
2013	1,420,464	3,301,744	4,722,208	48,056,470	9.83

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do MDIC/Secex, IBGE *Convertido pela taxa de câmbio livre para venda anual - média do período, obtida do IPEADATA.

A tabela 2 apresenta a evolução do *ranking* da participação percentual dos estados brasileiros no comércio do Brasil entre os anos de 1989, 1999 e 2009. As evidências mostram que, apesar do aumento na inserção do Ceará no comércio internacional, suas exportações e importações representaram, em média, apenas 0.71% e 0.93%, respectivamente, das exportações e importações brasileiras. Entretanto, quando comparada aos estados do Nordeste, em 2009, a economia cearense esteve atrás apenas do Estado da Bahia, nas exportações, e ocupava a 14^a posição no ranking estadual de exportadores e

importadores.

Tabela 2 - Ranking dos estados exportadores e importadores – 1989 – 1999 – 2009

UF	1989				1999				2009					
	Exportações		Importações		Exportações		Importações		Exportações		Importações			
	Part. (%)	Posição	Part. (%)	Posição	Part. (%)	Posição	Part. (%)	Posição	Part. (%)	Posição	Part. (%)	Posição		
AC	0.01	25	0	21	AC	0	27	0	27	AC	0.01	26	0	27
AL	0.44	16	0.1	16	AL	0.47	16	0.1	20	AL	0.54	16	0.1	23
AP	0.12	20	0	22	AP	0.09	22	0	23	AP	0.12	21	0	25
AM	0.37	17	6.1	4	AM	0.89	12	5.8	6	AM	0.58	15	5.4	7
BA	4.43	6	4	6	BA	3.29	9	3	8	BA	4.58	8	3.7	9
CE	0.64	14	0.6	12	CE	0.77	13	1.2	12	CE	0.71	14	1	14
DF	0.02	24	0.1	17	DF	0.02	24	1.4	11	DF	0.09	24	0.9	15
ES	4.94	5	3.2	7	ES	5.1	6	5.3	7	ES	4.26	9	4.3	8
GO	0.75	12	0.2	15	GO	0.68	14	0.6	14	GO	2.36	11	2.2	10
MA	1.34	10	0.5	13	MA	1.38	11	0.7	13	MA	0.81	13	1.6	12
MT	0.54	15	0.1	18	MT	1.54	10	0.3	16	MT	5.55	6	0.6	17
MS	0.74	13	0	27	MS	0.45	17	0.1	21	MS	1.17	12	2.1	11
MG	13.7	2	0.8	11	MG	13.29	2	6	0,05	MG	12.76	2	5.8	5
PA	4.09	9	1.1	9	PA	4.45	7	0.3	15	PA	5.45	7	0.6	16
PB	0.19	19	0.2	14	PB	0.13	19	0.3	17	PB	0.1	23	0.3	18
PR	5.77	4	4.1	5	PR	8.19	4	7.5	3	PR	7.34	5	7.5	3
PE	0.94	11	0.9	10	PE	0.55	15	1.5	10	PE	0.54	17	1.6	13
PI	0.1	21	0	25	PI	0.1	21	0	24	PI	0.11	22	0.1	24
RJ	4.38	7	23.7	2	RJ	3.42	8	0.09	2	RJ	8.84	4	9.1	2
RN	0.21	18	0	20	RN	0.24	18	0.2	19	RN	0.17	20	0.1	21
RS	10.79	3	10.7	0,03	RS	10.41	3	6.7	4	RS	9.96	3	7.4	4
RO	0.04	23	0	19	RO	0.12	20	0	25	RO	0.26	18	0.1	19
RR	0	26	0	23	RR	0	26	0	26	RR	0.01	27	0	26
SC	4.17	8	1.7	8	SC	5.35	5	1.8	9	SC	4.2	10	5.7	6
SP	35.02	1	41	1	SP	36.54	1	47.3	1	SP	27.76	1	39.5	1
SE	0.08	22	0	26	SE	0.05	23	0.2	18	SE	0.04	25	0.1	20
TO	0	27	0	24	TO	0.02	25	0	22	TO	0.18	19	0.1	22

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de Maia & Cavalcante (2010).

O Estado do Ceará também procurou diversificar os seus parceiros comerciais, passando a exportar de 73 países em 1989, para 95 em 1999 e para 152 em 2009 (MAIA e CAVALCANTE, 2010). Os Estados Unidos representaram a maior demanda pelas exportações cearenses em todo o período considerado. Em relação às importações, o quadro é diverso: Os Estados Unidos e a Argentina apresentavam participações majoritárias entre 1989 e 1999, mas perderam espaço entre 1999 e 2009, principalmente, pelo crescimento da participação da China e da Índia como mostra a tabela 3.

Tabela 3 - Principais parceiros comerciais (%)

Exportações			
País	1989	1999	2009
Estados Unidos	57.7	53.8	29.6
Reino Unido	2	1.6	10
Argentina	0.5	11.3	8.2
Países Baixos	1.6	1.6	6.4
Itália	2.7	2.2	4.6
Alemanha	2.7	2.5	3.1
China	0	0	3.1
Importações			
País	1989	1999	2009
China	0	2.1	14.8
Índia	0	0.1	12.1
Argentina	19.2	30.9	7.3
Alemanha	7	3.7	6.4
Trinidad e Tobago	0	0.1	6.1
Estados Unidos	16.2	7.6	5.6
Coréia do Sul	0.6	1.4	4

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de Maia & Cavalcante (2010).

De acordo com os dados da tabela 4, em 1989, a pauta de exportações pende para os produtos têxteis e produtos básicos, com destaque para a castanha de caju, como consequência das vantagens comparativas da economia cearense nesses setores. A partir de 1999, percebe-se o forte crescimento da participação dos calçados nas exportações do Estado do Ceará, tornando-se o principal produto exportado em 2009. Em se tratando de importações, pode-se afirmar que a pauta de importações apresentou uma certa estabilidade, quanto aos itens reatores nucleares, máquinas, aparelhos e material elétrico, produtos metalúrgicos, combustíveis e minérios, para dar andamento ao processo de industrialização, e os itens trigos e produtos têxteis, como insumos necessários para a produção dos setores de alimentos e bebidas e têxtil, já consolidados no estado.

A tabela 5 apresenta uma descrição da evolução das exportações e importações do Estado do Ceará por fator agregado. Em termos gerais percebe-se a participação majoritária de produtos industrializados nas exportações e importações em todo o período analisado. Analisando a taxa de crescimento média anual desses setores, observa-se que a participação dos básicos nas exportações e importações encolheu cerca de 4.45% e 8.34% ao ano, respectivamente. Nas mesmas condições, os industrializados apresentaram crescimento médio anual de 2.07% e 3.40%, respectivamente, nas exportações e importações cearenses.

Tabela 4-Principais Produtos Exportados e Importados do Ceará

Exportações											
1989			1999			2009					
Posição	Produtos Seleccionados	Valor (US\$ FOB)	Part (%)	Posição	Produtos Seleccionados	Valor (US\$ FOB)	Part (%)	Posição	Produtos Seleccionados	Valor (US\$ FOB)	Part (%)
1º	Castanha de Caju	92,644,105	42.19	1º	Castanha de Caju	115,786,483	31.19	1º	Castanhados	238,253,179	27.61
2º	Produtos Têxteis	35,029,905	15.95	2º	Calçados	71,651,803	19.3	2º	Castanha de Caju	182,028,687	17.31
3º	Lagosas	23,013,857	10.48	3º	Produtos Têxteis	58,400,038	16	3º	Courros e Peles	126,799,023	11.74
4º	Courros e Peles	15,608,591	7.11	4º	Lagosta	29,638,317	7.98	4º	Frutas	105,639,457	9.78
5º	Ceras de Carnaúba	14,793,037	6.74	5º	Courros e Peles	23,941,416	6.45	5º	Produtos Têxteis	80,372,113	5.59
6º	Produtos Metalúrgicos	7,506,301	3.42	6º	Ceras Vegetais	20,155,091	5.43	6º	Produtos Metalúrgicos	42,575,374	3.94
Importações											
1989			1999			2009					
Posição	Produtos Seleccionados	Valor (US\$ FOB)	Part (%)	Posição	Produtos Seleccionados	Valor (US\$ FOB)	Part (%)	Posição	Produtos Seleccionados	Valor (US\$ FOB)	Part (%)
1º	Combustíveis e Minerais	32,427,541	28.35	1º	Produtos Têxteis	152,667,207	28.37	1º	Reatores Nucleares, Máquinas e Mat. Elétrica.	292,108,006	23.74
2º	Reatores nucleares, máquinas e mat. elétrica	31,022,794	27.12	2º	Combustíveis e Minerais	115,714,276	20.18	2º	Produtos Metalúrgicos	226,401,699	18.4
3º	Trigo	29,835,770	26.09	3º	Trigo	94,732,886	16.52	3º	Produtos Químicos	134,838,427	10.96
4º	Milho em grãos	4,470,053	3.91	4º	Reatores Nucleares, Máquinas e Mat. Elétrica.	62,185,358	10.84	4º	Trigo	133,209,998	10.83
5º	Instrumento e apar. optica, fotografia, medida controle ou de precisão, aparelhos e instrumentos médicos	4,338,019	3.79	5º	Produtos Metalúrgicos	32,099,019	6.47	5º	Produtos Têxteis	129,047,995	10.49
6º	Leite em pó Desnaturado	1,824,099	1.59	6º	Produtos Químicos	18,671,779	3.26	6º	Combustíveis e Minerais	106,348,922	8.64

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de Maia & Cavalcante (2010).

Tabela 5 - Evolução da Composição de Exportações e Importações por Fator Agregado no Ceará (%)

Ano	Exportações		Importações	
	Básicos	Industrializados	Básicos	Industrializados
1999	42.04	56.12	48.27	51.73
2000	40.2	57.60	40.83	59.17
2001	32.14	65.61	28.12	71.88
2002	36.26	61.71	26.62	73.38
2003	33.42	65.53	32.12	67.88
2004	33.28	66.24	29.49	70.51
2005	31.74	67.52	16.81	83.19
2006	29.95	68.37	13.54	86.46
2007	27.55	70.47	16.34	83.66
2008	26.58	71.44	18.39	81.61
2009	33.52	64.85	13.05	86.95
2010	29.43	66.92	11.35	88.65
2011	32.69	64.52	21.54	78.46
2012	26.32	70.58	12.33	87.67
2013	21.56	76.58	13.81	86.19
$\Delta\%$ a.a.*	-4.45	2.07	-8.34	3.40

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do MDIC/Secex, IBGE. * $\Delta\%$ a.a. refere-se à taxa de crescimento médio anual da participação do referido setor entre 1999-2013 definida por: $\{[\ln(t_f) - \ln(t_0)]/T\}100$, em que t_0 e t_f indicam a participação do setor no primeiro e último período da amostra, respectivamente, e $T = 15$.

Por fim, analisou-se a participação das exportações e importações por setores de contas nacionais⁶, quais sejam: bens de capital, bens intermediários, bens de consumo e combustíveis e lubrificantes. As informações estão sintetizadas na tabela 6. Em relação às exportações cearenses, percebe-se uma participação expressiva dos bens de consumo não duráveis (58.75%) e dos insumos industriais (32.64%); Por outro lado, as importações se mostram mais diversificadas entre os setores de contas nacionais, com participações importantes de insumos industriais (42.09%), combustíveis (19.46%), bens de capital (18.1%) e alimentos e de bebidas destinados a indústria (13.61%).

⁶ Participação percentual em relação ao total de exportações e importações do Estado. Utilizou-se a média dos anos 1999 a 2013.

Tabela 6 - Participação das Exportações e Importações Cearenses por Setores de Contas Nacionais (%) (Média 1999 - 2013)

Setor de conta nacional		Exportação	Importação
BENS DE CAPITAL	Bens de Capital	1.3	18.1
	Equipamentos de Transporte de uso industrial	0.2	1.72
BENS INTERMEDIÁRIOS	Alimentos e Bebidas destinadas a indústria	0.33	13.61
	Insumos Industriais	32.64	42.09
	Peças e Acessórios de Equipamentos de Transporte	0.73	0.94
BENS DE CONSUMO	Bens de Consumo duráveis	2.07	1.06
	Bens de Consumo não duráveis	58.75	3.35
COMBUSTÍVEIS	Combustíveis e Lubrificantes	3.33	19.46

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do MDIC/Secex

3.2 ESTRATÉGIA ECONOMÉTRICA

Para a análise das repercussões de uma depreciação cambial sobre a balança comercial; ou seja, a investigação da ocorrência do fenômeno da curva J e da condição de Marshall-Lerner para a economia cearense utiliza-se a definição de balança comercial/termos de troca comumente empregada em estudos dessa natureza⁷. qual seja, a razão entre os valores das exportações e importações $\left(\frac{X_t}{M_t}\right)$ para os setores considerados como função da renda doméstica (Y_t), da renda externa (Y^*_t) e da taxa de câmbio efetiva real ($TXCER_t$) em um modelo log-linear, ou seja:

$$\ln\left(\frac{X_t}{M_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TXCER_t) + \beta_2 \ln(Y_t) + \beta_3 \ln(Y^*_t) + \varepsilon_t \quad (15)$$

⁷ Ver Moura (2005), Sonaglio, Scalco, Campos (2010), Vasconcelos (2010) e Scalco, Carvalho, Campos (2012).

$$\ln\left(\frac{XB_t}{MB_t}\right) = \beta_4 + \beta_5 \ln(TXCER_t) + \beta_6 \ln(Y_t) + \beta_7 \ln(Y^*_t) + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\ln\left(\frac{XI_t}{MI_t}\right) = \beta_8 + \beta_9 \ln(TXCER_t) + \beta_{10} \ln(Y_t) + \beta_{11} \ln(Y^*_t) + \varepsilon_t \quad (17)$$

onde: $\ln\left(\frac{XT_t}{MT_t}\right)$ = logaritmo natural da razão exportações totais/importações totais; $\ln\left(\frac{XB_t}{MB_t}\right)$ = logaritmo natural da razão exportações de básicos/importações de básicos; $\ln\left(\frac{XI_t}{MI_t}\right)$ = logaritmo natural da razão exportações industrializados/importações de industrializados; $\ln(TXCER_t)$ = logaritmo natural da taxa de câmbio efetiva real; $\ln(Y_t)$ = logaritmo natural da renda doméstica real; $\ln(Y^*_t)$ = logaritmo natural da renda real do resto do mundo; $\beta_0, \dots, \beta_{11}$ = parâmetros a serem estimados; ε_t = termo de erro.

Para analisar as dinâmicas de curto e de longo prazo far-se-á uso da análise de cointegração multivariada nos moldes propostos por Johansen (1988). Sob a ótica das relações econômicas, duas ou mais séries são ditas cointegradas se estas apresentam um comovimento ao longo do tempo e suas diferenças são estacionárias, ainda que cada série em particular seja não estacionária. Noutros termos, a cointegração aponta para a existência de um equilíbrio em longo prazo da relação entre essas variáveis. Portanto, a análise de cointegração se mostra uma ferramenta adequada para o exame das relações de constantes nas equações (15), (16) e (17). Do lado operacional, duas ou mais séries que são, por exemplo, integradas de ordem 1, $I(1)$, e, portanto, não estacionárias, são consideradas cointegradas se existir uma combinação linear delas que seja estacionária, $I(0)$, e o vetor que propicia essa série $I(0)$ é chamado de vetor de cointegração.

Portanto, quando as variáveis não são $I(0)$, o vetor de resíduos pode não ser estacionário e a estimação por mínimos quadrados pode levar a resultados espúrios. Assim, é necessário certificar-se de que os resíduos do sistema de equações a estimar são estacionários ou, ainda, se podem ser estacionarizados, de modo a tornar possível a estimação.

Logo, se um vetor de variáveis Y_t apresenta um equilíbrio de longo prazo⁸ é possível encontrar uma combinação linear entre esse vetor e um vetor β , denominado vetor de cointegração, de modo que os resíduos do sistema sejam estacionários. Em resumo, a cointegração existe se for possível encontrar variáveis $Z_t = \beta'Y_t$ tal que Z_t seja $I(0)$.

Em se verificando a cointegração entre as variáveis, faz-se uso de uma versão aprimorada dos vetores autorregressivos (VAR) de modo que os desvios de longo prazo sejam corrigidos a uma velocidade adequada, representada pelo vetor correção de erros α ; daí a razão pela qual o método ficou conhecido como vetores de correção de erros (VEC), representado pela equação 18. Com essa técnica é possível analisar as dinâmicas de curto e de longo prazo das variáveis do sistema. O comportamento de longo prazo é representado pela matriz Π , que é uma combinação linear do vetor de correção de erros e do vetor de cointegração⁹, isto é, $\Pi = \alpha\beta'$, e a dinâmica curto prazo é representada pela matriz Γ . Assim, nos moldes de Lütkepohl e Krätzig (2004), um VEC(p) pode ser representado como:

$$\Delta Y_t = v_0 + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (18)$$

Portanto, a estratégia econométrica inicial consiste na análise da ordem de integração das séries. Para tal, far-se-á uso do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), cuja hipótese nula é a presença de raiz unitária e, de modo a complementar o resultado do teste ADF e fornecer resultados robustos, também utiliza-se o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), que tem a estacionariedade como hipótese nula¹⁰. Caso as séries se mostrem não estacionárias, procede-se a análise de cointegração sugerida por Johansen (1988) utilizando-se dos testes do traço e do máximo autovalor que indicam a existência

⁸ São cointegradas.

⁹ Vale destacar que, nos resultados, têm-se os vetores de cointegração estimados e normalizados para a variável exportações líquidas. Portanto, é importante destacar que os sinais das relações de longo prazo devem ser interpretados de forma inversa.

¹⁰ Em virtude do baixo poder do Teste ADF.

de relação de longo prazo entre as variáveis e a quantidade de vetores de cointegração. Após a identificação dos vetores de cointegração, procede-se a estimação do VEC. A análise da ocorrência da curva J será realizada a partir do exame das funções de impulso resposta do modelo VAR estimado e a condição de Marshall-Lerner será verificada nas relações de longo prazo estimadas.

Em suma, a estratégia econométrica empregada nesse estudo pode ser assim resumida: após uma criteriosa análise da ordem de integração das séries e a verificação de existência de cointegração entre as variáveis dos modelos (15), (16) e (17), proceder-se-á a estimação de um VEC para cada caso considerado; ou seja, para o saldo da balança comercial cearense considerando os totais, os básicos e, por fim, os industrializados. Vale destacar que, em cada caso analisado, far-se-á uso de duas taxas de câmbio efetiva real, quais sejam, a deflacionada pelo INPC e outra pelo IPA-DI de modo a checar a robustez das evidências empíricas encontradas. Portanto, serão estimados seis modelos VEC para a investigação da ocorrência do fenômeno da curva J e das condições de Marshall-Lerner na relação entre balança comercial e taxa de câmbio para o Estado do Ceará.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Para fazer inferência sobre a ocorrência do fenômeno da curva e a validade da condição de Marshall-Lerner para a economia cearense procedeu-se inicialmente a uma análise da ordem de integração das séries utilizadas. O quadro 1 apresenta uma síntese descritiva das variáveis utilizadas e de suas respectivas fontes.

Os testes ADF e KPSS foram aplicados em nível e em primeira diferença e seus resultados constam na tabela A1, em apêndice. Os resultados indicam que todas as sete variáveis utilizadas no presente estudo se mostram integradas de ordem um, isto é, $I(1)$. Após essa constatação, procedeu-se a análise dos testes de traço e de máximo autovalor para verificar a existência de cointegração entre as variáveis.

Os resultados estão distribuídos entre as tabelas B1 a B6, em apêndice, e apontam para a existência de um vetor de cointegração, ou relação de longo prazo, em cada um dos seis modelos considerados. Além disso, o critério de Schwarz indicou 1 como o número ótimo de defasagens do VAR; ou seja, os seis modelos em discussão serão representados como VEC(1).

Quadro 1 - Descrição das variáveis utilizadas

Série utilizada	Período da série	Fonte dos dados
Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva (LNTXCER_INPC) (deflacionado pelo INPC)	01/1999 – 11/2013	BCB-SGS
Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva (LNTXCER_IPA-DI) (deflacionado pelo IPA-DI)	01/1999 – 11/2013	BCB-SGS
Logaritmo natural do índice de produção industrial americano (LNIPIEUA)	01/1999 – 11/2013	IFS-FMI
Logaritmo natural do índice de produção industrial do Ceará (LNIPICE)	01/1999 – 11/2013	IBGE
Logaritmo natural da balança comercial/ termos de troca totais do Ceará (LNTTCE)	01/1999 – 11/2013	MDIC/SECEX
Logaritmo natural da balança comercial/ termos de troca – setor básicos – do Ceará (LNTTBASCE)	01/1999 – 11/2013	MDIC/SECEX
Logaritmo natural da balança comercial/ termos de troca – setor industrializados – do Ceará (LNTTINDCE)	01/1999 – 11/2013	MDIC/SECEX

Fonte: Elaboração Própria.

4.1 Dinâmica de Longo Prazo

Os vetores de cointegração representam os resultados dos coeficientes estimados para as relações de longo prazo, sendo assim possível analisar a validade da condição de Marshall-Lerner. Deve-se observar que os valores dos coeficientes estimados estão normalizados e que os sinais deles devem ser interpretados de forma inversa. Os resultados estão sintetizados na tabela 7.

Em termos gerais, as evidências encontradas apontam para

a validade da condição de Marshall-Lerner em todos os modelos considerados, exceto para os básicos com taxa de câmbio real deflacionada pelo INPC. Ou seja, os resultados indicam que o efeito de longo prazo de uma depreciação cambial é positivo e se mostra elástico sobre a balança comercial do Estado do Ceará. Portanto, o Estado do Ceará parece reproduzir as principais evidências encontradas para a economia brasileira sobre a validade da condição de Marshall-Lerner (MOURA, 2005; VACONCELOS, 2010; SCALCO, CARVALHO e CAMPOS, 2012 e SONAGLIO, SCALCO e CAMPOS, 2013).

Tabela 7 - Relações de Longo Prazo

LNTXCER_INPC			
	LNTXCER	LNIPICE	LNIPIEUA
LNTTCE	-26.86	-87.66	44.59*
(Totais)	[-2.57]	[-5.19]	[1.26]
LNTTBASCE	0.0005*	-3.12	1.92*
(Básicos)	[0.0001]	[-3.10]	[0.91]
LNTTINDCE	-3.49	-9.60	5.11*
(Industrializados)	[-2.31]	[-3.93]	[1.00]
LNTXCER_IPA-DI			
	LNTXCER	LNIPICE	LNIPIEUA
LNTTCE	-3.38	-7.34	2.34*
(Totais)	[-4.37]	[-4.86]	[0.79]
LNTTBASCE	-1.92	-6.47	2.49*
(Básicos)	[-3.52]	[-6.06]	[1.18]
LNTTINDCE	-2.74	-4.02	0.55*
(Industrializados)	[-4.54]	[-3.41]	[0.24]

Fonte: Elaboração Própria a partir dos resultados obtidos. Estatística t entre colchetes. *Não significativa aos níveis usuais.

Além disso, conforme se espera, a elasticidade de longo prazo das exportações líquidas em relação a taxa de câmbio real se mostrou maior ao considerar os produtos industrializados, quando comparadas aos básicos. Ou seja, um aumento de 1% na taxa de câmbio real (IPA_DI) produz um aumento de 2.74% no saldo comercial dos industrializados cearenses, enquanto que, nas mesmas condições, o aumento seria de 1.92% nos básicos.

Uma curiosidade observada é a diferença de magnitude dos coeficientes estimados nos modelos para os sados totais. Como a taxa de câmbio real deflacionada pelo INPC considera tanto os bens comercializáveis e os não-comercializáveis, as magnitudes dos coeficientes estimados parecem ser superestimadas, em contraste com o IPA-DI, que leva em consideração somente a classe dos bens comercializáveis. Vale ressaltar que, ao observar os setores desagregados, básicos e industrializados, os resultados se mostram menos voláteis entre as taxas de câmbio consideradas.

Outra forte evidência encontrada é a não significância da variável de renda externa e a participação positiva e elástica da *proxy* de renda doméstica sobre as exportações líquidas cearenses em todos os modelos considerados, resultados, de certa forma, inesperados.

Todavia, uma possível explicação para o comportamento da variável LNIPIEUA estaria na própria variável utilizada, pois mede o desempenho da renda através da atividade do setor industrial. Todavia, a pauta de exportações cearenses, como visto na subseção 3.1.1, é dominada por produtos oriundos do setor calçadista, têxtil, de frutas, em especial pela castanha de caju, fazendo com que os bens de consumo não-duráveis tenham participação majoritária na pauta de exportações. Embora o item insumos industriais tenha uma participação expressiva nas exportações, a maior parte desse item corresponde a exportações de couros e peles, que assume importância no setor calçadista. Portanto, a maior parte das exportações cearenses é composta por bens de consumo imediato e de baixo valor agregado, portanto não se esperaria que um crescimento na atividade industrial americana a levasse a demandar mais produtos cearenses, justificando, assim, a não significância dessa variável. Vale destacar que Ferreira e Arruda (2013) também não encontraram evidências de impacto relevante da atividade industrial externa nas exportações cearenses.

O impacto positivo e elástico da atividade industrial cearense em suas exportações líquidas pode ser justificado pela política de

industrialização e da modernização da infraestrutura, sobretudo nos anos mais recentes. A tabela 6 constante na subseção 3.1.1 mostra essas evidências. A pauta de importação do estado passou a ter participação de bens de capital, combustíveis e de insumos de alto valor agregado para indústria, impactando positivamente na atividade industrial do estado, tornando, portanto, os produtos exportados mais competitivos. Assim, por contribuir de forma relevante para as exportações do estado, a atividade industrial acaba produzindo um efeito positivo sobre a balança comercial. Portanto, recomenda-se o aumento das políticas que ampliem o dinamismo do setor industrial do Estado do Ceará, uma vez que este repercute de forma positiva e elástica sobre as suas exportações líquidas.

4.2 Dinâmica de Curto Prazo

Uma vez que não se rejeita a validade da condição de Marshall-Lerner em todos os níveis da balança comercial, resta agora testar a hipótese da curva J, analisada a partir das funções de impulso-resposta (FIR), que investigam qual a trajetória estimada (resposta) da balança comercial dado um choque (impulso) na taxa de câmbio, nesse caso, uma desvalorização/depreciação cambial. Considera-se as FIR geradas a partir da decomposição de Cholesky. A análise foi realizada na seguinte ordem: inicialmente averiguou-se tais efeitos para as exportações líquidas totais, seguidas das investigações para os setores de básicos e industrializados. Em todas as situações consideraram-se um choque em ambas as taxas de câmbio real consideradas.

O gráfico abaixo revela que um choque na taxa de câmbio real, seja deflacionada pelo INPC ou IPA-DI, repercute inicialmente de forma negativa, ou deficitária, sobre as exportações líquidas totais do Estado do Ceará, recuperando-se a partir do segundo mês até que o efeito se dissipe numa resposta final superavitária. Há de se destacar que tal recuperação se mostra mais rápida ao considerar o IPA-DI, que torna-se superavitária apenas três meses depois do choque; enquanto que, pelo INPC, tal fato ocorre sete meses depois. Portanto,

considerando os saldos comerciais totais, há evidências da ocorrência do fenômeno da curva J.

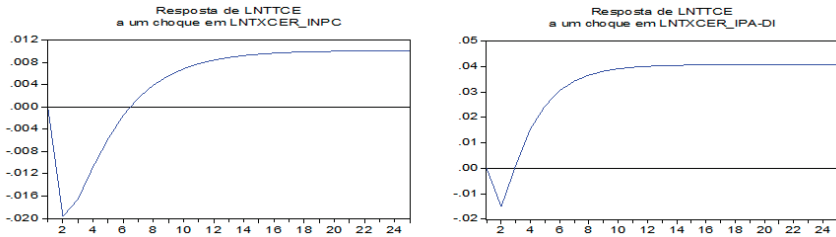


Gráfico 1 - Resposta da Balança Comercial Total a choques na Taxa de Câmbio

Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado.

O gráfico 2 apresenta uma análise semelhante para os produtos básicos. As evidências apontam para o fenômeno da curva J apenas quando se considera um choque na taxa de câmbio real efetiva corrigida pelo INPC, onde ocorre inicialmente uma deterioração da balança comercial que torna-se superavitária a partir do terceiro mês. Por outro lado, considerando um choque no câmbio IPA-DI, a resposta das exportações líquidas já se mostra superavitária e crescente em todos os meses após a depreciação cambial.

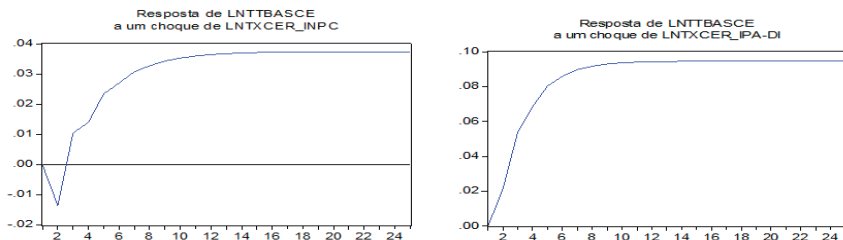


Gráfico 2: Resposta da Balança Comercial dos Básicos a choques na Taxa de Câmbio

Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado.

Por fim, analisou-se as respostas das exportações líquidas de produtos industrializados às depreciações cambiais. O gráfico mostra

evidências em favor da ocorrência da curva J, uma vez que, em ambos os casos, a balança comercial responde inicialmente de forma deficitária, recuperando-se a seguir. Vale destacar que a recuperação se mostra mais rápida considerando IPA-DI, que torna-se superavitária três meses depois do choque; enquanto que, pelo INPC, tal fato ocorre cinco meses depois.

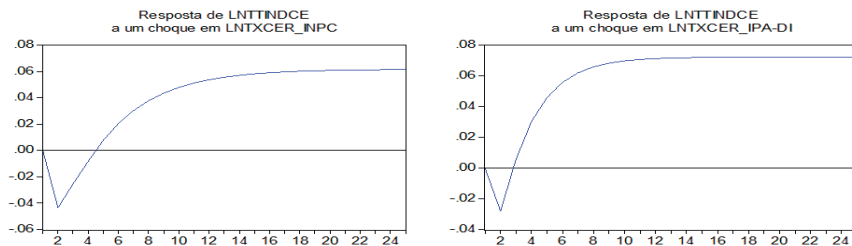


Gráfico 3 - Resposta da Balança Comercial Industrializados a choques na Taxa de Câmbio

Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado.

Em suma, os resultados parecem indicar uma forte regularidade da ocorrência do fenômeno da curva J para os saldos totais e para os industrializados, enquanto que para os básicos não se identificou essa regularidade para ambas as taxas de câmbio reais utilizadas. Assim, as evidências parecem apontar para a existência, no curto prazo, de uma rigidez relativa em termos de *quantum* importado e exportado decorrente de contratos de câmbio (LEONARD e STOCKMAN, 2001) ou, ainda, que os valores das exportações e importações ainda representam contratos celebrados com base na antiga taxa de câmbio real tornando deficitário o efeito inicial de uma desvalorização real no câmbio (KRUGMAN e OBSTFELD, 2000).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho se pautou na análise da ocorrência do fenômeno da curva J e no teste da validade da condição de Marshall-Lerner para o Estado do Ceará com dados mensais entre Janeiro de 1999 e Novembro de 2013 e modelos VEC. A investigação foi realizada considerando as repercussões das depreciações cambiais sobre o saldo da balança comercial total e para os setores de produtos básicos e industrializados.

O exame das relações de longo prazo permitiu inferir que, em todos os modelos considerados, a reposta das exportações líquidas cearenses a uma depreciação cambial se mostra positiva e elástica, validando, portanto, a condição de Marshall-Lerner, exceto para o modelo que considera a balança comercial dos básicos e taxa de câmbio real deflacionada pelo INPC. Além disso, como esperado, a resposta se mostrou mais elástica para os bens industrializados.

A variável de atividade externa não se mostrou significativa. Entretanto, tal fato pode ser explicado pelo fato de que a *proxy* utilizada mede o comportamento da atividade do setor industrial americano. E, como a composição das exportações cearenses é dominada por produtos oriundos do setor calçadista, têxtil, de frutas, em especial pela castanha de caju, não se esperaria que um crescimento na atividade industrial americana a levasse a demandar mais produtos cearenses, justificando, assim, a não significância dessa variável. Além disso, Ferreira e Arruda (2013) também não encontraram impactos relevantes da atividade industrial externa nas exportações cearenses.

A atividade industrial cearense parece exercer um impacto positivo, elástico e significativo sobre as exportações líquidas do Ceará. Essa evidência pode ser justificada pela política de industrialização dos anos recentes que têm aumentado a competitividade dos produtos exportados levando, assim, a repercussões superavitárias na balança comercial em reposta ao crescimento da indústria. Recomenda-se, portanto, uma ampliação de políticas que foquem no dinamismo

do setor industrial do Estado do Ceará, uma vez que este influencia elástica e positivamente suas exportações líquidas.

Por fim, o exame das relações de curto prazo revelou a ocorrência do fenômeno da curva J para todos os modelos analisados, ou seja, um saldo comercial inicial deficitário em resposta a uma depreciação cambial seguido de uma recuperação deste até tornar-se superavitário. Apenas no setor de básicos, considerando um choque no câmbio IPA-DI, a resposta das exportações líquidas se mostra superavitária e crescente em todos os meses após a desvalorização cambial.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BICKERDIKE, C.F. The Instability of Foreign Exchanges. *The Economic Journal*, vol. 30, n°. 117, p. 118-122, Março 1920.

FERREIRA, R. T.; ARRUDA, E. F. *Dinâmica industrial cearense e suas interações inter/intra-regionais e internacionais*. In: Economia do Ceará em Debate 2011. 1ed. IPECE, 2013, vol. 1, p. 97-122.

FREIRE JR., J.; PAIVA W. L. *Efeitos da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações cearenses de produtos industrializados*. Texto para discussão n°. 103, IPECE, Fevereiro 2014.

FREIRE JR., J.; PAIVA, W. L.; TROMPIERI NETO, N. *Taxa de Câmbio, Renda Mundial e Exportações de Calçados: um estudo para economia cearense*. In: Economia do Ceará em Debate 2010. 1ed. Fortaleza: IPECE, 2010, vol. 1, p. 262-281.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, n°. 2-3, p. 231-254, Junho/Setembro, 1988.

KRUGMAN P.; OBSTFELD, F. *International Economics: Theory and Policy*. Reading, Massachusetts: Addison-Wesley, 2000.

LEONARD, G.; STOCKMAN, A. C. *Current Account and Exchange Rates: A New Look at the Evidence*. NBER Working Paper No. 8361, Julho 2001.

- LERNER, A. P. *The Economics of Control: Principles of Welfare Economics*. New York: The Macmillan Company, 1944.
- LOBO, F. S. F.; *Análise empírica da existência do fenômeno da curva J para a economia brasileira*. Dissertação de Mestrado. FGV - Escola de Economia, São Paulo, 2007.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG. *Applied Time Series Econometrics*. New York: Cambridge University Press, 2004.
- MAIA, A. C. L.; CAVALCANTE, A. L. *O dinamismo do comércio exterior cearense de 1989 a 2009*. Texto para discussão n°. 82, IPECE, Julho 2010.
- MARSHALL, A. *Money, Credit and Commerce*. London: Macmillan, 1923.
- METZLER, L. *A Survey of Contemporary Economics*, vol. I. Homewood, Illinois: Richard Irwin, 1948.
- MORTATTI, C. M.; DE MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de commodities e produtos industriais: uma aplicação VECM. *Economia Aplicada*, vol. 15, n°. 2, p. 311-335, 2011.
- MOURA, G. V. *Condição de Marshall-Lerner e quebra estrutural na economia brasileira*. Dissertação de Mestrado. UFRGS - Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2005.
- PINZON, H. A taxa de câmbio e sua influência sobre o comércio internacional no Brasil no período 1994-2008. *A Economia em Revista*, vol. 19, n°. 1, p. 55-70, Julho 2011.
- ROBINSON, J. *Essays in the Theory of Employment*. London: Basil Blackwell, 1947.
- SCALCO, P. R.; CARVALHO, H. D.; CAMPOS, A. C. Choques na Taxa de Câmbio Real e o Saldo da Balança Comercial Agropecuária Brasileira: evidências da Curva J entre 1994 e 2007. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 54, n°. 3, p. 595-610, Outubro/Dezembro 2012.
- SONAGLIO, C. M.; SCALCO, P. R.; CAMPOS, A. C. Taxa de câmbio e a balança comercial brasileira de manufaturados: evidências da J-Curve. *Economia*, vol. 11, n°. 3, p. 711-734, Setembro/Dezembro 2010.

VASCONCELOS, C. R. F. *Dinâmica de curto e longo prazo da balança comercial brasileira: a validade da hipótese da curva J*. Texto para discussão n°. 007/2010. FE/UFJF - Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, 2010.

APENDICE A

Tabela A1 - Resultados dos Testes de Raiz Unitária

VARIÁVEL		ADF		KPSS	
		Intercepto	Intercepto e tendência	Intercepto	Intercepto e tendência
LNTXCER_INPC	Nível	-1.65 [-2.86]	-1.17 [-3.41]	1.42 [0.46]	0.66 [0.15]
	Primeira diferença	-10.58* [-2.86]	-10.71* [-3.41]	0.18* [0.46]	0.12* [0.15]
LNTXCER_IPA-DI	Nível	-2.00 [-2.86]	-2.30 [-3.41]	5.14 [0.46]	0.45 [0.15]
	Primeira diferença	-11.51* [-2.86]	-11.54* [-3.41]	0.09* [0.46]	0.07* [0.15]
LNIPICE	Nível	-1.46 [-2.86]	2.69 [-3.41]	2.69 [0.46]	0.28 [0.15]
	Primeira diferença	-4.80* [-2.86]	-5.92* [-3.41]	0.01* [0.46]	0.01* [0.15]
LNIPIEUA	Nível	-2.40 [-2.86]	-3.07 [-3.41]	1.47 [0.46]	0.37 [0.15]
	Primeira diferença	-3.37* [-2.86]	-3.36** [-3.41]	0.16* [0.46]	0.16** [0.15]
LNTTCE (Totais)	Nível	-1.63 [-2.86]	-2.52 [-3.41]	2.06 [0.46]	0.97 [0.15]
	Primeira diferença	-9.89* [-2.86]	-7.05* [-3.41]	0.04* [0.46]	0.09* [0.15]
LNTTBASCE (Básicos)	Nível	-2.07 [-2.86]	-1.93 [-3.41]	0.85 [0.46]	0.81 [0.15]
	Primeira diferença	-8.26* [-2.86]	-7.50* [-3.41]	0.04* [0.46]	0.01 [0.15]
LNTTINDCE (Industrializados)	Nível	-0.83 [-2.86]	-1.91 [-3.41]	2.46 [0.46]	0.77 [0.15]
	Primeira diferença	-8.20* [-2.86]	-8.24* [-3.41]	0.02* [0.46]	0.01 [0.15]

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos. Valor crítico do teste ao nível de significância 5% entre colchetes. *Estacionária aos níveis usuais (1% e 5%). **Estacionária a 10%.

APENDICE B

Tabela B1 - Testes de traço e de máximo autovalor – Modelo Saldo Total (TXCER_INPC)

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estadística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum*	0.20	63.26	47.86	0.00
Pelo menos 1	0.07	23.94	29.80	0.20
Pelo menos 2	0.05	10.58	15.49	0.24
Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estadística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum*	0.20	37.68	27.58	0.00
Pelo menos 1	0.07	11.90	21.13	0.56
Pelo menos 2	0.05	7.42	14.26	0.44

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Tabela B2 - Teste de traço e de máximo autovalor – Setor Básicos (TXCER_INPC)

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estadística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum	0.19	58.29	47.86	0.00
Pelo menos 1	0.07	20.62	29.80	0.38
Pelo menos 2	0.04	8.72	15.49	0.39
Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estadística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum	0.19	37.68	27.58	0.00
Pelo menos 1	0.07	11.90	21.13	0.56
Pelo menos 2	0.04	7.42	14.26	0.44

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Tabela B3 - Teste de traço e de máximo autovalor – Industrializados (TXCER_INPC)

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estadística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum	0.20	62.53	47.86	0.00
Pelo menos 1	0.08	24.18	29.80	0.19
Pelo menos 2	0.05	9.70	15.49	0.30
Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estadística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum	0.20	38.35	27.58	0.00
Pelo menos 1	0.08	14.48	21.13	0.33
Pelo menos 2	0.05	8.64	14.26	0.32

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Tabela B4 - Testes de traço e de máximo autovalor – Saldo Total (TXCER_IPA-DI)

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum*	0.23	69.76	47.86	0.00
Pelo menos 1	0.07	23.21	29.80	0.23
Pelo menos 2	0.03	10.05	15.49	0.28
Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum*	0.23	46.55	27.58	0.00
Pelo menos 1	0.07	13.16	21.13	0.44
Pelo menos 2	0.03	5.60	14.26	0.66

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Tabela B5 - Teste de traço e de máximo autovalor – Modelo Básicos (TXCER_IPA-DI)

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum	0.22	63.77	47.86	0.00
Pelo menos 1	0.06	20.74	29.80	0.37
Pelo menos 2	0.04	9.17	15.49	0.35
Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum	0.22	43.02	27.58	0.00
Pelo menos 1	0.06	11.57	21.13	0.59
Pelo menos 2	0.04	6.40	14.26	0.56

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Tabela B6 -Teste de traço e de máximo autovalor – Industrializados (TXCER_IPA-DI)

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum	0.24	72.20	47.86	0.00
Pelo menos 1	0.08	24.29	29.80	0.19
Pelo menos 2	0.03	9.72	15.49	0.30
Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum	0.24	47.92	27.58	0.00
Pelo menos 1	0.08	14.57	21.13	0.32
Pelo menos 2	0.03	5.69	14.26	0.65

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

APENDICE C

O Modelo BRM parte das equações a seguir:

$$M(P_m) = X^*(P_m^*) \quad (C1)$$

$$X(P_x) = M^*(P_x^*) \quad (C2)$$

$$B = P_x X - P_m M \quad (C3)$$

$$P_m = P_m^* e \quad (C4)$$

$$P_x = P_x^* e \quad (C5)$$

Onde:

M, X : importações e exportações efetuadas pela economia doméstica;

M^*, X^* : importações e exportações efetuadas pelo resto do mundo à economia doméstica;

P_m, P_x : preços em moeda doméstica das importações e exportações;

P_m^*, P_x^* : preços em moeda estrangeira das importações e exportações

e : taxa de câmbio nominal em moeda doméstica/estrangeira

$$-\frac{\partial M}{\partial P_m} \partial P_m = \frac{\partial X^*}{\partial P_m^*} \partial P_m^* \Rightarrow \partial M = \partial X^* \quad (C1^*)$$

$$-\frac{\partial X}{\partial P_x} \partial P_x = \frac{\partial M^*}{\partial P_x^*} \partial P_x^* \Rightarrow \partial X = \partial M^* \quad (C2^*)$$

$$-\partial P_m = \partial P_m^* e + P_m^* \partial e \quad (C4^*)$$

$$-\partial P_x = \partial P_x^* e + P_x^* \partial e \quad (C5^*)$$

Defina:

i) $\eta = -\frac{\partial M}{\partial P_m} \frac{P_m}{M}$: elasticidade compensada da demanda de importações

domésticas;

ii) $\eta^* = -\frac{\partial M^* P_x^*}{\partial P_x^* M^*}$: elasticidade compensada da oferta de importações do resto do mundo;

iii) $\varepsilon = \frac{\partial X}{\partial P_x} \frac{P_x}{X}$: elasticidade compensada da oferta de exportações domésticas;

iv) $\varepsilon^* = -\frac{\partial X^*}{\partial P_m^*} \frac{P_m^*}{X^*}$: elasticidade compensada da oferta de exportações do resto do mundo.

De (i), temos:

$$\frac{\partial M}{M} = -\eta \frac{\partial P_m}{P_m} \quad (\text{CA})$$

De (ii):

$$\frac{\partial M^*}{M^*} = -\eta^* \frac{\partial P_x^*}{P_x^*} \quad (\text{CB})$$

De (iii):

$$\frac{\partial X}{X} = \varepsilon \frac{\partial P_x}{P_x} \quad (\text{CC})$$

De (iv):

$$\frac{\partial X^*}{X^*} = \varepsilon^* \frac{\partial P_m^*}{P_m^*} \quad (\text{CD})$$

Substituindo (CD) em (C4):

$$\partial P_m = \frac{\partial X^*}{X^*} \frac{P_m^*}{\varepsilon^*} e + P_m^* \partial e$$

Substituindo (C1) e (C1') na equação acima:

$$\partial P_m = \frac{\partial M}{M} \frac{P_m^*}{\varepsilon^*} e + P_m^* \partial e$$

Substituindo (CA):

$$\partial P_m = -\eta \frac{\partial P_m}{P_m} \frac{P_m^*}{\varepsilon^*} e + P_m^* \partial e \Rightarrow \left(1 + \frac{\eta}{P_m} \frac{P_m^*}{\varepsilon^*} e\right) \partial P_m = P_m^* \partial e$$

De (C4), temos $P_m^* = \frac{P_m}{e}$. Substituindo na expressão acima:

$$\left(1 + \frac{\eta}{P_m} \frac{P_m \varepsilon}{\varepsilon^*}\right) \partial P_m = \frac{P_m}{\varepsilon} de \Rightarrow \left(1 + \frac{\eta}{\varepsilon^*}\right) \frac{\partial P_m}{P_m} = \frac{\partial \varepsilon}{\varepsilon} \Rightarrow \frac{\partial P_m}{P_m} \quad (C6)$$

Substituindo (CB) em (C5):

$$\partial P_x = -\frac{\partial M^*}{M^*} \frac{P_x^*}{\eta^*} e + P_x^* \partial e$$

Substituindo (C2) em (C2') na equação anterior:

$$\partial P_x = -\frac{\partial X}{X} \frac{P_x^*}{\eta^*} e + P_x^* \partial e$$

Sabemos, de (CC), que $dX = \varepsilon \frac{\partial P_x}{P_x} X$. Substituindo na expressão acima, temos:

$$\partial P_x = -\frac{\left(\varepsilon \frac{\partial P_x}{P_x} X\right) P_x^*}{X \eta^*} e + P_x^* de \Rightarrow \left(1 + \frac{\varepsilon P_x^*}{P_x \eta^*} e\right) \partial P_x = P_x^* \partial e$$

Substituindo $P_x^* = \frac{P_x}{\varepsilon}$ de (C5), temos:

$$\left(1 + \frac{\varepsilon P_x \varepsilon}{P_x \varepsilon \eta^*}\right) \partial P_x = \frac{P_x}{\varepsilon} \partial e \Rightarrow \frac{\partial P_x}{P_x} = \frac{\partial \varepsilon}{\varepsilon} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right) \quad (C7)$$

Diferenciando (C3):

$$\partial B = dP_x X + P_x dX - dP_m M - P_m \partial M$$

Substituindo ∂P_x , ∂P_m , (C6) e (C7), temos:

$$\partial B = \left[\frac{\partial \varepsilon}{\varepsilon} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right)\right] P_x X + P_x \partial X - \left[\frac{\partial \varepsilon}{\varepsilon} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right)\right] P_m M - P_m \partial M \quad (C8)$$

Sabemos, de (CC), que $\partial X = \varepsilon \frac{\partial P_x}{P_x} X$. Substituindo ∂P_x , de (C7), temos:

$$\partial X = \varepsilon \frac{\partial \varepsilon}{\varepsilon} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right) \frac{P_x}{P_x} X \Rightarrow \partial X = \varepsilon \frac{\partial \varepsilon}{\varepsilon} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right) X \quad (C9)$$

Sabemos, de (CA), que $\partial M = -\eta \frac{\partial P_m}{P_m} M$. Substituindo ∂P_m , de (C6), temos:

$$\partial M = -\eta \frac{\partial \varepsilon}{\varepsilon} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right) \frac{P_m}{P_m} M \Rightarrow \partial M = -\eta \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right) \frac{\partial \varepsilon}{\varepsilon} M \quad (C10)$$

Substituindo (C9) e (C10) em (C8), temos:

$$\partial B = \left[\frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) \right] P_x X + P_x \left[\varepsilon \frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) X \right] - \left[\frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) \right] P_m M + P_m \left[\eta \frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) M \right]$$

Da expressão (C3), sabemos que:

$$\begin{cases} B - P_x X = -P_m M \\ P_x X - B = P_m M \end{cases}$$

Substituindo na expressão acima:

$$\partial B = \left[\frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) \right] P_x X + \left[\varepsilon \frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) \right] P_x X + \left[\frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) \right] (B - P_x X) + \left[\eta \frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) \right] (P_x X - B)$$

Colocando $B \frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right)$ e $\frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} P_x X$ em evidência, temos:

$$\begin{aligned} \partial B &= B \frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) [1 - \eta] + \frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} P_x X \left[\left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) + \varepsilon \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) - \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) + \eta \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) \right] \\ &= B \frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) [1 - \eta] + \frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} P_x X \left[\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} - \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right] \end{aligned}$$

Com a balança comercial em equilíbrio, ou seja, $B = 0$, temos:

$$\partial B = P_x X \frac{\partial \varepsilon}{\partial \varepsilon} \left[\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} - \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right]$$