

ECONOMIA do CEARÁ em DEBATE 2016

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ
SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO - SEPLAG
INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ - IPECE

ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE 2016

GOVERNADOR DO ESTADO DO CEARÁ

Camilo Sobreira de Santana

Vice-Governadora do Estado do Ceará

Maria Izolda Cela de Arruda Coelho

SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO – SEPLAG

Secretário

Francisco de Queiroz Maia Júnior

Secretário adjunto

Antônio Sérgio Montenegro Cavalcante

Secretário executivo

Júlio Cavalcante Neto

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ – IPECE

Diretor Geral

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto

Diretor de Estudos Econômicos - DIEC

Adriano Sarquis Bezerra de Menezes

Diretor de Estudos Sociais – DISOC

João Mário de França

Diretor de Estudos de Gestão Pública - DIGEP

Cláudio André Gondim Nogueira

Gerência de Estatística, Geografia e Informação - GEGIN

Mario Aragão

ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE 2016

2016 v-1 - 2016

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto, João Mário de França,
Mário Aragão, Fátima Juvenal de Sousa (organizadores).

Anual

ISBN: 978-85-98664-36-1

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

CDU 330 (813.1) (05)

280 páginas.

Copyright © 2016 - IPECE.

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.

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ
SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO - SEPLAG
INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ - IPECE

ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE 2016

Organizadores

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto

Adriano Sarquis Bezerra de Menezes

Mário Aragão

Fátima Juvenal de Sousa

Conselho Editorial

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto (IPECE / CAEN-UFC)

Adriano Sarquis Bezerra de Menezes (IPECE / ETENE-BNB)

Marcelo Fernandes (FGV)

Ângelo Mont`Alverne (Ministério da Fazenda)

José Oswaldo Cândido (IPEA)



INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ – IPECE

Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N - Cambéba - Edifício SEPLAG - Térreo
CEP 60.822-325 - Fortaleza / Ceará

Fones: (85) 3101-3496 | 3101-3521 - Fax: (85) 3101-3500

www.ipece.ce.gov.br

APRESENTAÇÃO

O livro Economia do Ceará em Debate 2016 é uma coletânea dos onze artigos apresentados por ocasião do XII Encontro Economia do Ceará em Debate, realizado pelo Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), no dia 18 de novembro de 2016, no auditório da Secretaria do Planejamento e Gestão (SEPLAG).

O livro que apresentamos à sociedade é fruto do Encontro, bem como do trabalho interativo entre Governo do Estado e à academia, que contou com o envolvimento intenso dos colaboradores do IPECE. De forma a cobrir os principais temas de pesquisa em economia com foco no estado do Ceará, e conceber oportunidade para que estudiosos possam discutir os principais desafios da economia cearense, bem como possibilitar às autoridades públicas responsáveis pelo desenvolvimento do Estado, conhecer ideias inovadoras sobre as ações que têm efeitos diretos sobre a economia e a sociedade cearense.

Agradecemos o apoio recebido do Governo do Estado do Ceará, por intermédio da SEPLAG. Devemos igualmente gratidão ao Bradesco e Banco do Nordeste do Brasil pelo apoio financeiro para a premiação.

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto
Diretor Geral do IPECE

SUMÁRIO

ANÁLISE LONGITUDINAL PARA AVALIAÇÃO DO ENSINO PROFISSIONALIZANTE Francisca Zilania Mariano, Ronaldo A. Arraes, Rafael Barros Barbosa	9
ANÁLISE DA EFICIÊNCIA NO GERENCIAMENTO PÚBLICO COM A SAÚDE PARA OS MUNICÍPIOS CEARENSES Erivelton de Souza Nunes, Eliane Pinheiro de Sousa	42
COORDENAÇÃO INTERFEDERATIVA NO INCENTIVO À EDUCAÇÃO: O CASO DO ESTADO DO CEARÁ Diego Carneiro, Guilherme Irffi	71
ANÁLISE DA DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES NA REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA AO LONGO DA DÉCADA DE 2000 Bianca dos Santos de Lima, Andréa Ferreira da Silva, Izete Pengo Bagolin	98
ANÁLISE ESPACIAL DO DESEMPENHO ESCOLAR DA EDUCAÇÃO BÁSICA DOS MUNICÍPIOS DO ESTADO DO CEARÁ Helson Gomes de Souza, Francisco José Silva Tabosa	120
AVERSÃO AO RISCO COMO DETERMINANTE DA INFORMALIDADE NO MERCADO DE TRABALHO Ricardo Brito Soares, Patrícia Simões	140
COMPETIÇÃO POLÍTICA E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS DO CEARÁ NOS ANOS DE 2006 E 2010 Paulo de Melo Jorge Neto, Francisco Antonio Sousa de Araújo	166
COMPETIÇÃO POLÍTICA, GRUPOS DE INTERESSE E A OFERTA DE SERVIÇOS PÚBLICOS: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS CEARENSES NOS ANOS DE 2005 E 2009 Francisco Antonio Sousa de Araújo, Paulo de Melo Jorge Neto	183
MERCADO DE TRABALHO SECUNDÁRIO NA REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA: UMA ANÁLISE DOS ANOS DE 2009 E 2015 Daniel Tomaz de Sousa, Francisco Germano Carvalho Lúcio, Maria Adreciana Silva de Aguiar, Priscila Silva Rodrigues	211
O CONTEXTO SOCIAL COMO DETERMINANTE DO TRABALHO PRECOCE NO CEARÁ Juliane da Silva Ciríaco, Otoniel Rodrigues dos Anjos Júnior, Celina Santos de Oliveira	230
TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS ENTRE A ATIVIDADE INDUSTRIAL DO CEARÁ, DO NORDESTE E DE SÃO PAULO Cristiano da Costa da Silva, Nicolino Trompieri Neto, Ivan Castelar, Witalo de Lima Paiva	248

ANÁLISE LONGITUDINAL PARA AVALIAÇÃO DO ENSINO PROFISSIONALIZANTE

Francisca Zilania Mariano

Ronaldo A. Arraes

Rafael Barros Barbosa

RESUMO

Este trabalho procura ampliar o debate existente na literatura da Economia da Educação sobre o ensino público, avaliando o desempenho dos alunos de Escolas Estaduais de Ensino Profissionalizante (EEEP) nos exames do ENEM. Algumas contribuições podem ser consideradas. Primeira, utilização de dados longitudinais, criados a partir do cruzamento das bases, SPAECE 2011, 2012, Censo Escolar 2011 e ENEM 2014. Segunda, utilização do algoritmo CEM (*Coarsened Exact Matching*) para isolar os efeitos dos alunos de melhor desempenho antes de ingressarem nas escolas profissionalizantes. Terceira, condução da avaliação através dos métodos Lasso e pós-Lasso, recentemente desenvolvidos por Belloni et al (2015), no processo de seleção de variáveis para aplicação do modelo de score de propensão. Feito o pareamento pelo método de Kernel, estimou-se o efeito médio do tratamento, o qual mostrou-se positivo e significativo em todas as áreas de conhecimento e na média geral do ENEM, destaque para Redação, cujo efeito foi de 16,8% a mais na nota para um aluno da EEEP. Ao se isolar o efeito líquido da escola, conclui-se que as EEEP demonstram possuir diretrizes mais eficazes em potencializar habilidades do conhecimento cognitivo relativo ao ensino regular, resultado que contribui para subsidiar futuras decisões aos formuladores de políticas educacionais.

Palavras-Chave: Desempenho no Ensino Profissionalizante, Escola Pública, Dados Longitudinais, Métodos Lasso e Pós-Lasso.

* Professora UFC/Campus de Sobral, Doutoranda em Economia, CAEN/UFC. Contato:(85) 988177364. zilania@ufc.br.

** PhD, Professor CAEN/UFC. ronald@ufc.br.

*** Professor UFC/DEA, Doutor. rafaelbarrosbarbosa@gmail.com.

ABSTRACT

This work aims to expand the current literature on public education policy by evaluating the performance of students from upper-secondary state school with vocational education and training (VET) in the national examination (ENEM). Based upon the methodological procedures to measure the VET effects, some contributions of the paper shall be considered. First, longitudinal dataset application, created from crossing three different databases, namely SPAECE 2011, 2012, School Census 2011 and ENEM 2014. Second, the evaluation was carried out through the application of lasso and post-lasso methods for variable selection, recently developed by Belloni et al. (2015), followed by the application of the CEM algorithm in order to isolate the prior better performing students and estimate the propensity scoring model. By matching through Kernel method, estimates of the average treatment effect turned out to be positive and significant in all areas of knowledge of ENEM, especially Writing, whose grade effect was 16, 8% higher. Concerning the school net effect, it is concluded that VET school demonstrate to be more effective in enhancing skills of cognitive knowledge compared to regular education, therefore, this may subsidize decision makers for educational policy guidelines in the near future.

Keywords: Vocational Education and Training, Public School, Student Performance, Longitudinal Data, Lasso e Post-Lasso Methods.

Classificação JEL: C81, I21, I28.

1 INTRODUÇÃO

Por ser considerada uma das principais forças motrizes para impulsionar o crescimento e desenvolvimento econômico, a educação tem sido mantida na agenda de políticas públicas como ação prioritária para melhorar sua qualidade, principalmente em países cujo desempenho relativo a outros, aferido por instituições internacionais, seja considerado baixo, a exemplo do Brasil. Segundo Ganimian e Rocha (2011), Hanushek e Woessmann (2012) e Levy e Schady (2013), a magnitude econômica de um país segue sua grandeza educacional, embora regiões como a América Latina apresentem índices educacionais inferiores a outras pelo que seus níveis de renda poderiam prever. Daí, reconhece-se que a diferença entre países com altas e baixas rendas depende essencialmente de quão rápido eles crescem no longo prazo. Para tanto, há que se enfatizar, em análise comparativa de países, a necessidade de se medir níveis educacionais em termos qualitativos através de escores em exames internacionais (BARRO, 2013). Dentre as

várias alternativas de estruturas pedagógicas que visam a melhoria da qualidade educacional, o presente artigo avalia a distinção na geração, por meio de desempenho, da qualidade estudantil entre o ensino profissionalizante e o tradicional.

De acordo com diretrizes do Relatório da OECD (2016) referente ao baixo desempenho educacional, os gestores de política deveriam priorizar a educação e traduzir essa prioridade em recursos adicionais, embora reconheça que lidar com esse problema exige uma abordagem multidimensional adaptada às circunstâncias nacionais e locais; ou seja, organizar as escolas e sistemas de ensino para que possam oferecer oportunidades de educação infantil para todos; identificar alunos e escolas de baixa performance e intervir com políticas adequadas. Dessa forma, reduzir o número de alunos de baixo desempenho não é apenas um objetivo em si mesmo, mas uma forma eficaz de melhorar o desempenho geral de um sistema de educação, assim, compreender os fatores que contribuem para esse problema é apenas o primeiro passo, pois deve ser seguido imediatamente pela implementação de políticas de forma a melhorar a educação.

Embora o Brasil tenha apresentado progresso na educação básica, Relatório Nacional do PISA-2012, e maior avanço absoluto na proficiência em Matemática quando comparados os exames entre 2003 e 2012, destacando-se o ensino médio, a educação brasileira ainda encontra-se em um patamar distante do ambicionado pela sociedade, que destaca a educação como o alicerce mais estável da competitividade econômica e da superação das desigualdades sociais e regionais. Problema torna-se mais agravante quando se compara o desempenho dos alunos pertencentes a rede pública de ensino com a rede privada, cujos alunos pertencentes a este tipo de ensino apresentam média em matemática superior em aproximadamente 16% média dos alunos das redes federal, estadual e municipal (RELATORIO NACIONAL DO PISA, 2012). Moraes e Beluzzo (2014) afirmam que o diferencial de desempenho escolar entre escolas públicas e privadas é favorável às escolas particulares, ainda que esse efeito seja diminuído quando controlam por *peer effects*. A análise desse diferencial ao longo da distribuição revela que as escolas privadas tem melhor desempenho em todos os quantis, e a maior diferença ocorre em torno do centro da distribuição, no qual o desempenho das escolas privadas é aproximadamente 1,5 erro padrão melhor que o das escolas públicas.

Esse desempenho reflete no ingresso de estudantes nas Instituições de Ensino Superior público no país, pois apesar de ser provido publicamente, não é necessariamente consumido pela população mais pobre ou de condição socioeconômica mais vulnerável, devido ao processo seletivo restritivo a que os estudantes se submetem para conseguir

uma vaga em uma instituição pública. Esses processos seletivos para ingresso na universidade pública, como vestibulares e atualmente o Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM), dado que são baseados em critérios meritocráticos, estão usualmente associados ao capital humano ou habilidade do indivíduo, assim, são selecionados aqueles alunos que possuem melhor desempenho (BACALHAU; MATOS, 2013).

Dentre os tipos de políticas voltados para a melhoria da educação pública no ensino médio encontra-se a concepção do ensino profissionalizante. Embora a criação desse tipo de ensino tenha sido guiada para atender jovens que viviam à margem da sociedade (TAVARES, 2012), após a criação da primeira Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional, ele passou a ser constituído juntamente com o nível médio, e acrescentou o foco no ensino superior como um de seus propósitos. Dessa forma, estudantes de escolas profissionais não seriam prejudicados, pois, além de estarem preparados para o mercado de trabalho, também poderiam ingressar numa universidade. No Brasil, Araújo et al (2014) encontraram uma relação positiva entre participar de ensino técnico e profissionalizante e desempenho escolar no ENEM, além de favorecer a entrada no mercado de trabalho, porém, Polidano e Tabasso (2016) observaram que na Austrália esse tipo de combinação de ensino reduz as chances de o estudante entrar em uma universidade.

Através da integração das duas redes de ensino, profissional e geral, pode-se romper a dualidade estrutural entre formação para o trabalho e preparação para a universidade (CASTRO; TIEZZI, 2005; MARTINS, 2012; MOEHLECKE, 2012). Diversos autores buscam verificar os efeitos desse tipo de ensino sobre a inserção no mercado de trabalho (NEUMAN; ZIDERMAN 1989; CHEN; WEKO, 2009; SEVERNINI; ORELLANO, 2010; ASSUNÇÃO; GONZAGA, 2010; ARAÚJO et al, 2014; MARIANO et al, 2015), todavia, ainda, são poucos os estudos que avaliam os impactos do ensino profissionalizante sobre a educação pública brasileira, destaques para Araújo et al (2014), o qual avaliou, com base em informações do ENEM 2009, se os alunos que realizam o currículo específico da Educação Profissional e Tecnológica (EPT) apresentam aumento na proficiência em disciplinas básicas, e para Mariano et al (2015), que elaboraram uma avaliação sobre esse tipo de política e encontraram o efeito do ensino das Escolas Estaduais de Ensino Profissionalizantes do Ceará sobre o desempenho no ENEM 2013, bem como o impacto desse sobre as chances de os alunos estarem trabalhando. Estes trabalhos utilizam dados em cross-section, os quais não permitem o acompanhamento dos alunos durante o processo de maturação desse tipo de ensino, lacuna esta a ser preenchida com o estudo de caso para o Ceará, através da aplicação

em dados longitudinais.

O projeto de criação de Escolas Estaduais de Educação Profissional (EEEP) no Ceará em 2008 visava, além do ensino com as disciplinas básicas do currículo do ensino médio, os cursos técnicos e profissionalizantes voltados para diversas áreas (saúde, agricultura, computação, finanças, etc.), cuja escolha atenderia a realidade local onde a instituição seria implantada (SEDUC, 2015). Essa ação possibilitaria ao aluno concluir o ensino médio e se profissionalizar para o mercado de trabalho. Com isso, além de formar o jovem para o mercado de trabalho, o ensino das escolas profissionalizantes também o capacita a ingressar em universidades. Silva (2013) observa o desempenho das escolas estaduais no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM), através da comparação entre as médias escolares nos anos 2009 a 2011 e constatou que o estado do Ceará melhorou a performance com a participação dos alunos das EEEP. Além disso, segundo informações disponibilizadas pelo INEP (2015) referentes a nota média por escola no ENEM/2014, 80% das melhores escolas públicas do Ceará são de ensino profissional.

Com isso, este trabalho procura ampliar o debate existente na literatura da Educação sobre o ensino profissionalizante, com ênfase nos efeitos gerados no desempenho dos alunos no ENEM. Para tanto, busca-se trazer novas evidências sobre o papel das escolas profissionais públicas do Ceará em nível educacional.

Uma das contribuições deste estudo reside na base de dados utilizada para mensurar este efeito, pois através da construção de identificadores foi possível gerar uma amostra com informações longitudinais através do cruzamento de diferentes bases, a saber, SPAECE 2011, 2012; Censo Escolar 2011 e ENEM 2014, até então desconhecida em outros trabalhos pelos autores deste. Dessa forma, pôde-se observar o aluno no 9º ano do ensino fundamental e acompanhá-lo durante o ensino médio, verificando assim, a trajetória destes nas escolas e permitindo a criação dos grupos de tratados, alunos que ingressaram o ensino médio nas escolas profissionalizantes em 2012 e estavam cursando o 3º ano em 2014 nessas escolas, e controles, mesma definição, porém para as escolas regulares. E através das informações desses alunos em 2011, período anterior ao ensino médio, este trabalho poderá observar os fatores que possivelmente determinaram a entrada destes nas escolas profissionalizantes em 2012, tais como, características pessoais, *background* educacional, escolaridade dos pais e características de infraestrutura das escolas. E, objetivando isolar o efeito-aluno¹, será aplicado o método de pareamento

1. Conhecimento e capacidades adquiridos pelos alunos no período anterior a entrada nas escolas profissionalizantes.

CEM (*Coarsened Exact Matching*) a partir das notas de matemática e português no SPAECE 2011. Além disso, este trabalho também contribui com a literatura para o Brasil na escolha da opção metodológica para a condução dessa avaliação, pois baseou-se em um modelo recentemente desenvolvido por Belloni et al (2015), e ainda não utilizado a dados brasileiros, o qual aplica a técnica de seleção do lasso e do pós-lasso a um conjunto de variáveis explicativas, selecionando aquelas consideradas importantes na determinação do tratamento. Após esses procedimentos, será encontrado o Efeito Médio de Tratamento sobre os tratados (EMTT).

Em sequência, o artigo está organizado com as seguintes seções: aspectos teóricos da literatura sobre as escolas profissionalizante e as EEEP no estado do Ceará; a abordagem metodológica; resultados e conclusões.

2 ENSINO PROFISSIONALIZANTE

Para Crouch *et al* (1999), existem três justificativas para o desenvolvimento de políticas públicas voltadas para a qualificação mais especializada da mão de obra, em oposição a educação formal. Primeira, melhores condições de um país participar de um mercado internacional competitivo; segunda, estas políticas tendem a contribuir para a redução do desemprego, principalmente entre os jovens; terceira, a qualificação da mão de obra permitiria que as economias de países em desenvolvimento evoluíssem de uma situação equilíbrio gerado pela produção de commodities de valor agregado inferior, resultado da utilização de mão de obra barata pouco qualificada e de baixa produtividade, para situações de equilíbrio com a produção de mercadorias de maior valor agregado, proporcionando assim, melhor distribuição da renda.

Dentre as políticas públicas voltadas para a educação, encontra-se o ensino profissionalizante, porém, apesar da importância, ainda é um assunto pouco explorado na literatura. Alguns autores buscam verificar os fatores históricos (KUENZER, 2005; FOLEY, 2007; TAVARES, 2012; MARTINS, 2012), os efeitos sobre a inserção no mercado de trabalho (NEUMAN; ZIDERMAN 1989; CHEN; WEKO, 2009; SEVERINI; ORELLANO, 2010; ASSUNÇÃO; GONZAGA, 2010; ARAÚJO et al, 2014) e sobre o desempenho em exames para ingressar em universidades (ARAÚJO et al, 2014; MARIANO et al, 2015). Dentre os que podem ser observados, existem limitações relacionados aos dados, pois utilizam dados em cross-section, dos quais não permitem o acompanhamento dos alunos no processo de adaptação e incorporação desse tipo de ensino.

Segundo Kuenzer (2005), existia uma dualidade estrutural na educação que se caracterizava pela existência de tipos diferentes de escola para classes sociais distintas, onde a trajetória escolar de estudantes situados nas classes de renda média e alta se constituía de uma educação básica voltada para cursos universitários, enquanto que para os demais restava como alternativa uma base educacional associada à formação em cursos técnicos.

A maior participação de jovens com nível socioeconômico mais baixo no ensino profissionalizante foi comprovada por Foley (2007), na Austrália, o qual objetivava estudar o perfil dos participantes do sistema de ensino e formação profissional. Para tanto, o autor utilizou dados sobre os estudantes matriculados na rede pública em 2001 e constatou que os alunos de origens socioeconômicas mais elevadas são maioria na participação dos setores de ensino superior e secundário, o que não ocorre no caso do setor de ensino profissionalizante.

No Brasil, Tavares (2012) afirma que o ensino profissionalizante foi criado para atender crianças, jovens e adultos que viviam à margem da sociedade, onde as primeiras escolas que constituíram a Rede Federal de Educação Profissional tinham a função de instruir tais indivíduos através do ensino de um ofício ou profissão e prepara-los para o mercado de trabalho.

Nesse esforço de preparação para o mercado de trabalho, Severnini e Orellano (2010) questionou se os programas de qualificação profissional realmente contribuem para os treinados obterem uma melhoria de bem-estar e se esse ensino contribui para aumentar a probabilidade de inserção do indivíduo no mercado de trabalho brasileiro. Para tanto, os autores investigaram se este tipo de ensino aumentou a probabilidade de inserção no mercado de trabalho e a elevação de renda dos egressos até meados da década de 1990, comparativamente aos que não cursaram esse tipo de ensino. Através de microdados da Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV) de 1996 do IBGE encontraram que os egressos de cursos profissionalizantes de nível básico tinham renda esperada 37% maior que a de indivíduos que não fizeram esse tipo de curso no ensino fundamental. Por outro lado, para os egressos do ensino profissional de nível tecnológico, observa-se uma redução de 27% da renda esperada, comparativamente aos que não participaram desse tipo de curso no ensino superior.

Assunção e Gonzaga (2010) apresentam os resultados de uma análise realizada com base nos microdados do suplemento especial sobre educação profissional da PNAD/2007, cujo objetivo reside em analisar a inserção da população brasileira nos cursos de educação profissional e verificar o impacto da educação profissional sobre o

rendimento dos trabalhadores brasileiros. Dos resultados, observaram que a inserção da educação profissional em famílias com renda per capita inferior a dois salários mínimos é bem menor que nas demais faixas de renda e que a educação profissional aumenta a produtividade dos trabalhadores. Dessa forma, os autores sugerem que essa educação mereça atenção no desenho de políticas públicas.

Além de fazer referência à “dualidade” existente no ensino, Tavares (2012) também diagnosticou que, depois da criação da primeira Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional, isso viria a mudar, uma vez que esta passou a constituir o ensino profissionalizante juntamente com o ensino médio e estabeleceu que este tivesse como um de seus propósitos o foco no ensino superior. Logo, já se poderia esperar que os jovens participantes do ensino profissionalizante não seriam prejudicados, pois além de estarem preparados para o mercado de trabalho também podem ingressar em uma universidade. Além disso, a escola de ensino profissionalizante também é colocada como um meio de promover as habilidades pessoais do estudante, a vivência com as outras pessoas, a inserção no mercado de trabalho e o melhor desempenho nas disciplinas regulares (ARAÚJO et al, 2014). Segundo Martins (2012), pode-se romper a dualidade estrutural entre formação para o trabalho e preparação para a universidade através da integração das duas redes de ensino, profissional e geral.

Buscando analisar o desempenho escolar e inserção no mercado de trabalho dos alunos das escolas técnicas profissionalizantes do Brasil, Araújo et al (2014) usaram os resultados do ENEM-2009 e, através de um modelo de pareamento com escore de propensão para escolas federais e privadas, encontraram uma relação positiva entre participar de ensino técnico e profissionalizante e desempenho escolar, além de favorecer a entrada no mercado de trabalho. Mariano et al (2015) encontraram resultados semelhantes para o estado do Ceará, observaram que os alunos das escolas profissionalizantes apresentam diferenciais significativos em todas as áreas de conhecimento do ENEM 2013 e possuem maiores chances de ultrapassarem as notas de cortes referentes aos cursos da UFC, porém estes possuem menor probabilidade de estar trabalhando no período que prestaram o exame, em relação aos alunos das escolas regulares.

3 METODOLOGIA

3.1 Métodos de Avaliação de Impacto

Avaliações de impacto têm por objetivo inferir sobre os resultados advindos da ocorrência de uma determinada ação a um grupo de agentes ou entidades relativo

a outro de controle. No campo social, busca-se mensurar o grau de sucesso ocorrido aos indivíduos sob essa ação ao compará-los a um contrafactual que capta o diferencial resultante na ausência de tal intervenção. O procedimento é feito através da observação de uma amostra de agentes, os quais são particionados em um grupo composto pelos denominados tratados e outro grupo contendo os não-tratados ou controle, onde a variável binária $d_i = 1$ indica que o indivíduo i recebeu o tratamento; são os resultados após a adesão ao programa e caso não fosse beneficiada pelo programa, respectivamente. Busca-se encontrar o resultado de Y_{i1} e Y_{i0} , o qual pode ser reescrito como $E[Y_i|d_i = 1] - E[Y_i|d_i = 0] = E[Y_{1i}|d_i = 1] - E[Y_{0i}|d_i = 0]$. Somando e subtraindo $E[Y_{0i}|d_i = 1]$, isto é, o resultado esperado para o indivíduo i que recebeu o tratamento caso não o tivesse, tem-se: Y_{i1} e Y_{i0}

$$\frac{E[Y_i|d_i = 1] - E[Y_i|d_i = 0]}{\text{Diferença Observada}} = \frac{E[Y_{1i}|d_i = 1] - E[Y_{0i}|d_i = 1]}{\text{Efeito médio do Tratamento nos tratados (EMTT)}} + \frac{E[Y_{0i}|d_i = 1] - E[Y_{0i}|d_i = 0]}{\text{Viés de Seleção}} \quad (1)$$

Se a definição dos grupos não ocorrer de forma aleatória, então devem existir outras características dos agentes envolvidos que determinem a designação para cada grupo, ou seja, o pressuposto da hipótese de identificação requer que existam indivíduos de ambos os grupos, tratamento e controle, para cada característica X_i para o qual se deseja comparar. Para esse tipo de modelo, chamados de não-experimentais, haverá o problema de auto-seleção (BECKER; ICHINO, 2002; ANGRIST; PISCHKE, 2009). Dessa forma, o valor da variável dependente (Y) passa a ser independente da condição (tratado ou controle), uma vez que os indivíduos com características observáveis idênticas possuem a mesma chance de receber o tratamento, logo, $\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp d_i | X_i$. Além disso, assume-se que fatores não observáveis não são fontes de viés. Dessa forma, segundo Angrist e Pischke (2009), condicionando para o vetor X_i , o viés de seleção some. Formalmente, condicionando às variáveis observáveis, X_i , e assumindo a hipótese da independência condicional (HIC), tem-se que:

$$\begin{aligned} \frac{E[Y_i|X_i, d_i = 1] - E[Y_i|X_i, d_i = 0]}{\text{Diferença Observada}} &= \frac{E[Y_{1i}|X_i] - E[Y_{0i}|X_i]}{\text{Efeito médio do Tratamento nos tratados (EMTT)}} + \frac{E[Y_{0i}|X_i] - E[Y_{0i}|X_i]}{\text{Viés de Seleção}} \quad (2) \\ &= E[Y_{1i} - Y_{0i} | X_i] \end{aligned}$$

3.1.1 Pareamento por Escore de Propensão (PEP)

O Pareamento por Escore de Propensão (PEP), desenvolvido por Rosenbaum e Rubin (1983), lida com o problema da dimensionalidade, aproximando-se a características da estimação da relação causal de um experimento aleatório. Para tanto, a hipó-

tese da independência condicional, descrita anteriormente, deve ser satisfeita a fim de se construir um grupo de controle similar ao grupo de tratamento tomando com base na distribuição de variáveis observadas. De forma geral, o PEP corresponde à probabilidade condicional de uma unidade receber o tratamento em virtude de um conjunto das características observáveis X , o qual pode ser calculado conforme a equação:

$$P(X) = P(D = 1 | X) \quad (3)$$

Esse método apresenta uma solução prática para o problema da multidimensionalidade no pareamento e o efeito de tratamento pode ser determinado de acordo com a equação (4):

$$E(Y_1 - Y_0 | D = 1, P(X)) = E(Y_1 | D = 1, P(X)) - E(Y_0 | D = 0, P(X)) \quad (4)$$

O viés associado às diferenças do nível das variáveis observadas é eliminado ajustando as diferenças entre as unidades de tratamento e controle, gerando um estimador que permite que a distribuição das características observadas (X) do grupo de controle e do grupo de tratamento seja idêntica. Então, o contrafactual pode ser construído através dos resultados do grupo de tratamento, de acordo com:

$$E(Y_1 - Y_0 | D = 1, P(X)) = E(Y_1 | D = 1, P(X)) - E(Y_0 | D = 0, P(X)) \quad (5)$$

O processo de seleção ocorre através de características observáveis, onde as unidades que as possuam de forma idêntica tenham a mesma probabilidade de serem alocadas como tratamento ou controle. Rosenbaum e Rubin (1983) propõe o Teorema do Escore de Propensão, o qual torna prático o pareamento, reduzindo o número de variáveis do vetor X_i a um único escalar, a probabilidade de recebimento do tratamento, dado as características observadas. Angrist e Pischke (2009) mostra que esse teorema pode ser enunciado da seguinte forma: Supondo que a Hipótese de Independência Condicional (HIC) seja satisfeita tal que $\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp d_i | X_i$, então $\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp d_i | P(X_i)$, ou seja, se os resultados potenciais são independentes da variável de tratamento condicionada a um vetor multivariado X_i , então os resultados potenciais são independentes da variável de tratamento condicionada a uma função escalar desse mesmo vetor, que é o escore de propensão, definido como $P(X_i) \equiv E[d_i | X_i] = P[d_i = 1 | X_i]$.

Heckman, LaLonde e Smith (1999) afirmam que a hipótese de suporte comum garante que as observações de tratamento têm observações de comparação “nas proximidades” na distribuição de escore de propensão, ou seja, para algum $c > 0, c < p(x) < 1 - c$. Segundo Lee (2006), outra hipótese necessária para a estimação dos efeitos de tratamento utilizando métodos de pareamento é o *critério de balanceamento*, o qual é satisfeito quando, para cada valor do escore de propensão, X tem a

distribuição similar para os grupos de tratamento e controle, ou seja, $D \perp X|P(X)$.

A estimação por escore de propensão ocorre da seguinte forma: estima-se $P(X_i)$ com algum modelo paramétrico, como probit ou logit e em seguida, a estimação do efeito do tratamento² pode ser procedida pelo pareamento do valor encontrado no primeiro passo ou através de algum esquema de pesos (CALIENDO; KOPEINIG, 2005). Os principais métodos de pesos utilizados para a estimação do EMTT no procedimento PEP são definidos e denominados em Caliendo e Kopeinig (2005) como *nearest-neighbor*, *radius*, *stratification*, *kernel*, os quais serão testados no pareamento, e conduzido o teste de balanceamento com cada um deles para se selecionar o mais adequado na inferência do EMTT.

Para que esses estimadores baseados no escore de propensão possam ser considerados sem viés é necessário que as condições de receber o tratamento sejam exógenas. Além disso, outro ponto importante a ser analisado é quanto à inclusão de variáveis no modelo como controle. Ravaiillon (2008) sugere que elas são escolhidas tanto pela relevância na designação e participação no tratamento, levando em consideração os fatores econômicos, sociais e políticos do programa, quanto nas variáveis de resultado, cujos impactos se desejam mensurar. Assim, o método PEP depende do grau em que as características observadas explicam a participação no programa.

Geralmente, a intuição econômica é utilizada para escolher as covariáveis, porém, esta pode não ser precisa em determinar de maneira exata quais variáveis de controle devem ser utilizadas, além de a forma funcional pode estar sujeita a equívocos. Dessa forma, se a escolha das covariadas não inclui variáveis determinantes do recebimento do tratamento, a presença destas características não observáveis fará com que o método utilizado não seja capaz de reproduzir os resultados de um experimento aleatório. Assim, no caso da escolha incorreta dessas variáveis e da forma funcional, o modelo poderá gerar estimativas viesadas, caso a variável de tratamento não se comporte de forma exógena quando condicionada ao conjunto de controles.

3.2 Estimação do Escore de Propensão via seleção robusta de variáveis de controles

A estimação do escore de propensão está sujeita a duas escolhas realizadas a priori pelo pesquisador, seja em base intuitiva ou teórica. Primeira, a seleção de variáveis que serão utilizadas como controle e, segunda, a forma funcional que tais variáveis serão utilizadas. Assim, considerando que a dimensão de X é p , seja s o número de

2. Esse procedimento se dá dentro da região de suporte comum.

variáveis escolhidas pelo pesquisador e w o número apropriado de variáveis a serem selecionadas. No caso da escolha inapropriada de variáveis, $s \neq w$, pode ocorrer omissão de variável ou excesso de variáveis selecionadas. No primeiro caso, as estimativas do escore de propensão tornar-se-iam viesadas, visto que provavelmente o conjunto de variáveis relevantes é correlacionado. No segundo caso, as estimativas do escore de propensão não seriam viesadas, porém, haveria perda de eficiência na inferência ocasionada pela inclusão de variáveis desnecessárias. Além disso, com os recentes avanços da computação, a existências de grandes bases de dados tem proporcionado um desafio adicional. Tendo em vista o vasto potencial de variáveis de controle, os métodos de estimação tradicionais, como MQO ou máxima verossimilhança são inaplicáveis se o número de variáveis exceder o número de observações. Portanto, a própria existência das estimativas depende da eliminação de certas variáveis de controle potenciais. Ou seja, métodos tradicionais de estimação do escore de propensão podem ser viesados, ineficientes e requerem a eliminação de variáveis potencialmente relevantes.

Técnicas de regularização (ou *shrinkage*) tem sido aplicadas em problemas envolvendo efeitos de tratamento. Belloni et al (2014), por exemplo, aplicam a técnica do Lasso para estimar o efeito de tratamento por meio da seleção robusta de variáveis instrumentais fracas. Farrell (2013), por sua vez, aplica a técnica do lasso grupado para obter estimativas robustas a heterogeneidade dos efeitos de tratamento médio. Adicionalmente, demonstra que o seu estimador atinge o limite semiparamétrico de eficiência. Resultados de simulação e empíricos mostram um bom comportamento em amostras finitas.

Belloni et al (2015) desenvolveram um método para estimação robusta do escore de propensão utilizando dupla seleção tanto para modelos com alta dimensão ($p \gg n$) ou baixa dimensão ($p \ll n$). Além disso, permitem estimação para efeitos heterogêneos como efeito médio sobre o tratamento local (LATE) e o efeito médio sobre o tratamento quantílico (LQTE). Tal técnica pode ainda ser aplicada a casos endógenos ou exógenos para a variável de tratamento. Técnicas Bayesianas para modelos de escore de propensão também têm sido aplicadas, especialmente na área de saúde. Estes trabalhos incluem entre outros, Hahn, Carvalho e Puelz (2016), Wang e Dominici (2012), Wang, Pagamini e Dominici (2012), Lefebvre et al (2014, 2015), entre outros.

Dessa forma, o presente estudo propõe-se em aplicar a técnica de seleção do lasso e do pós-lasso na estimação do escore de propensão, similarmente a Belloni et al (2015), para avaliar o EMTT das escolas EEEP. Após a estimação robusta do escore de

propensão serão aplicados procedimentos de *matching* para realizar comparações entre os grupos tratados e não tratados.

3.2.1 Método de seleção de variável por meio dos métodos Lasso e Pós-Lasso

O método Lasso (*Least Absolute Shrinkage and Selection Operator*), originalmente proposto por Tibsharani (1996), consiste na estimação de parâmetros através da imposição de restrições sobre o valor absoluto dos coeficientes estimados. Belloni et al (2015) desenvolveram métodos para avaliar a inferência de modelos cuja estimação seja realizada por métodos de seleção como o Lasso. Tais resultados se aplicam a modelos de EMTT, com ou sem variáveis endógenas para a variável de tratamento.

Supondo que o escore de propensão seja calculado utilizando a função *link* logit, então:

$$E(Y_i|X) = \frac{\exp(g(X))}{1 + \exp(g(X))} + \varepsilon_i \quad (6)$$

As técnicas tradicionais de estimação de (6) utilizam a intuição econômica para determinar quais variáveis e qual a forma funcional de $g(X)$. Seja $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)$ o vetor de parâmetros de $X \in X$, em que X é o suporte de X . Assuma que x seja formado por variáveis de controle e por transformações dessas variáveis³ e que $p \leq \dim(X)$. O método Lasso selecionará s ($s \ll p$) parâmetros após a aplicação do seguinte problema de minimização:

$$\beta_L = \arg \min \hat{Q}(\beta) + \frac{\lambda}{n} \|\beta\|_1 \quad (7)$$

Onde, $\hat{Q}(\beta) = E[(g_i - X\beta)^2]$, $g_i = \{0,1\}$, sendo 1 se o indivíduo i participou do programa e 0 se não participou, $\|\beta\|_1 = \sum_{j=1}^p |\beta_j|$. Isto é, o método minimiza a soma dos quadrados dos resíduos condicionada a restrições nos parâmetros.

O termo λ , chamado de *tuning point*, corresponde ao peso que será dado à restrição, indicando que quanto maior seu valor, maior será o efeito da restrição sobre os coeficientes estimados. Observe que a equação (7) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\beta_L = \arg \min \sum_{i=1}^n (g_i - X\beta)^2 \quad (8)$$

$$\text{sujeito a } \sum_{j=1}^p |\beta_j| \leq t \quad (9)$$

3. Estas podem incluir variáveis não transformadas e variáveis que sofrem alguma transformação, tais como, interação entre as variáveis, variáveis polinomiais, *B-Splines* dentre outras. Ver Chen (2007) e Newey (2008).

Esta última forma deixa mais explícita o modo pelo qual a otimização restrita é aplicada pelo método Lasso. De fato, a estimação dos parâmetros será feita deste que a soma não ultrapasse o *tunning point*. A escolha do λ é elemento crucial no processo de seleção das variáveis. Tibshirani (1996) propôs a escolha de λ via correlação cruzada, ou seja, o método é aplicado considerando um intervalo para o valor do λ , de onde seleciona-se aquele que minimiza o erro quadrático médio. Tal estratégia, entretanto, não é diretamente aplicável a problemas de estimação de modelos estruturais, por meio de variáveis instrumentais ou no caso de avaliação de políticas, pois, o interesse não é necessariamente realizar previsão.

Hanh e Carvalho (2015) utilizam métodos bayesianos para determinar o valor do *tunning point* através da análise gráfica. Eles aplicam tal metodologia para estimação do problema do investidor que maximiza a relação entre retorno e risco por meio de pesos ótimos. Bickel *et al* (2009) propuseram o seguinte valor: $\lambda = 2 \cdot c\sigma\sqrt{2n \log(2p/\zeta)}$. Em que, $c > 1$, $1 - \zeta$ refere-se ao intervalo de confiança para que a probabilidade de rejeição ficar próximo de 1, σ consiste no desvio padrão do erro. Tal derivação é motivada buscando obter *near-optimal* taxas de convergência dos estimadores após a seleção.

Todavia, tal escolha possui duas limitações. Primeira, foi derivada supondo a homocedasticidade. Segunda, não é factível, tendo em vista que σ não é observável. Ao contrário, Belloni *et al* (2010) propuseram um λ factível e aplicável na presença de heteroscedasticidade, cujo procedimento será seguido neste trabalho para estimação da equação (7).

Portanto, o objetivo deste trabalho consiste em aplicar o método de seleção de variáveis Lasso sobre o escore de propensão. Isso permitirá obter um escore através da estimação de $g(X)$ composta de variáveis selecionadas de forma robusta. Apesar de o método não requerer a escolha de variáveis por meio da teoria econômica, em certas situações, pode haver o interesse de algumas variáveis não serem submetidas à restrições, pois pode ocorrer de algumas delas possuírem relevância teórica suficiente, de forma que sua manutenção no modelo seja requerida. Belloni *et al* (2010), por exemplo, estimam equações de rendimento para o EUA utilizando o método Lasso para selecionar variáveis instrumentais relevantes, porém excluem variáveis como sexo, experiência e experiência ao quadrado de sujeição à restrições.

O Lasso é um caso particular de um conjunto de métodos de seleção de variáveis, conhecidos como *shrinkage methods*, e possui duas vantagens frente às outras técnicas de seleção de variáveis. Primeiro, seleciona variáveis ao forçar certos parâmetros irre-

levantando a obter o valor zero, no sentido de não gerar redução do erro quadrático médio com a inclusão da variável. Segundo, a forma funcional da equação (7) é convexa. Portanto, o problema da otimização é computacionalmente mais simples e os ótimos obtidos serão globais. Estas duas propriedades fazem com que o método do lasso seja bastante apropriado para selecionar variáveis de controle relevantes para explicar o comportamento da variável binária ou da variável de tratamento, como em Belloni *et al* (2014).

Entretanto, o método do lasso possui também limitações, notadamente, caso haja forte multicolinearidade (ZOU; HASTIE, 2005). Isso ocorre justamente pela forma através da qual a seleção de variáveis é realizada, em que as variáveis que possuem elevada correlação têm seus coeficientes estimados forçados a zero. Mais grave, porém, é o fato de o Lasso produzir estimativas viesadas. O método foi desenvolvido para selecionar variáveis de forma a aumentar o poder preditivo dos modelos, ou seja, minimizar a função perda quadrática. Todavia, à medida que a variância do erro quadrático médio se reduz, o viés se eleva⁴. Para reduzir o peso do viés, métodos alternativos têm sido propostos. Por exemplo, Zou e Hastie (2002) propuseram o *elastic net*, que busca suavizar a perda com o viés do Lasso sem, no entanto, perder as qualidades de seleção de variáveis. Belloni *et al* (2012, 2013) por sua vez, adotam o pós-Lasso que consiste em reestimar a equação (8) por MQO após a seleção de variáveis. Isto é, inicialmente realiza-se a seleção de variáveis, em que s dentre as p possíveis variáveis são escolhidas ($s \ll p$). Em seguida, a equação (7) é reestimada considerando apenas as variáveis selecionadas. Por fim, utiliza-se a estimativa do primeiro estágio para estimar a equação estrutural de segundo estágio. Esta será a técnica utilizada neste trabalho.

Para compor o conjunto de variáveis a serem selecionadas pelo método Lasso, o qual irá determinar a probabilidade do aluno pertencer ao grupo de tratados, ou seja, iniciar e permanecer o ensino médio nas EEEP de 2012 a 2014, foram inseridas variáveis de características pessoais e educacionais dos alunos, status educacional dos pais e as condições de infraestrutura das escolas no período de 2011, período anterior a entrada desses alunos nas escolas profissionalizantes. Essas variáveis foram transformadas, uma vez que algumas transformações também podem ter poder de explicação sobre os tratados.

Vale notar que apesar da limitação da factibilidade imposta pelos métodos tra-

4. De fato, sendo y_0 a variável dependente e $\hat{f}(x_0)$ os previsores estimados então, o erro quadrático médio pode ser decomposto em $E(y_0 - \hat{f}(x_0))^2 = Var(\hat{f}(x_0)) + [Viés(\hat{f}(x_0))]^2 + Var(\epsilon)$, em que: ϵ consiste no erro de aproximar y_0 por $\hat{f}(x_0)$. Para maiores detalhes ver, Hastie *et al* (2009).

dicionais de estimação, o método do lasso não se restringe a modelos com dimensões baixas ($p \ll n$). Ou seja, mesmo que os modelos tenham dimensões elevadas ($p \gg n$), ainda assim, a método do lasso pode ser aplicado. Esta possibilidade permite a obtenção de um escore de propensão muito mais explicativo e com maior probabilidade de refletir o grupo dos tratados.

Por não possuir acesso a tais informações, Mariano et al (2015) não trabalhou com dados longitudinais, assim, não considerou variáveis de *background* educacional dos alunos, tais como, a nota de proficiência em Matemática e Português no SPAECE 2011, os quais acredita-se serem bastante relevantes para determinação do aluno ingressar nas EEEP e para o procedimento de pareamento de forma a captar somente o efeito escola.

3.3 Algoritmo CEM

Dado que existe um processo seletivo para a entrada dos alunos nas EEEP, pode haver argumentos que relacionem o bom desempenho dessas escolas às capacidades dos alunos selecionados. Com isso, visando isolar os efeitos de alunos que já eram bons antes de ingressarem nas escolas profissionalizantes, este trabalho optou por aplicar o algoritmo CEM e fazer o pareamento ex-ante pela nota dos alunos no 9º ano do ensino fundamental nas proficiências de matemática e português obtidas pelo SPAECE 2011, de forma que, a amostra resultante não tenha diferença/desequilíbrio no desempenho prévio entre tratados e grupo de controle.

Segundo Blackwell et. al. (2009), o CEM, desenvolvido por Iacus, King e Porro (2008), é um método de pareamento que reduz o desequilíbrio na distribuição empírica entre tratados e controles, permitindo que o equilíbrio seja pré-escolhido pelo próprio pesquisador. Esse algoritmo não exige nenhuma hipótese sobre o processo de geração de dados, com exceção da ignorabilidade, e assegura que os desequilíbrios entre os grupos após o pareamento não sejam maiores que um limite previamente selecionado. Os autores mostraram que o CEM permite maior robustez de análise de outros métodos, como o Pareamento por Escore de Propensão PEP, razão pela qual será usado neste trabalho⁵.

Iacus, King e Porro (2008) desenvolve uma medida de desequilíbrio global, dada pela estatística \mathcal{L}_1 , onde esta é baseada na diferença entre histogramas multidimensio-

5. Alguns autores têm destacado ter tido sucesso em aplicações recentes com o CEM: Datta (2015), Aroca et al (2014), Schurer et al (2015).

nais de todos as covariadas de pre-tratamento nos grupos de tratados e controles e pode ser representada por: $\mathcal{L}_1(f, g) = \frac{1}{2} \sum_{l_1, \dots, l_k} |f_{l_1, \dots, l_k} - g_{l_1, \dots, l_k}|$. O equilíbrio perfeito global é encontrado por $\mathcal{L}_1 = 0$ e valores elevados para \mathcal{L}_1 indicam grandes desequilíbrios entre os grupos, com valor máximo de $\mathcal{L}_1 = 1$ no qual indica completa separação. Denote as frequências relativas dos dados pareados por f^m e g^m , então uma boa solução para o pareamento produzirá uma redução na estatística \mathcal{L}_1 , ou seja, $\mathcal{L}_1(f^m, g^m) \leq \mathcal{L}_1(f, g)$.

3.4 Análise de Sensibilidade

Se variáveis não observadas, que afetam o processo de seleção, também afetam os resultados, então os estimadores baseados no escore de propensão não são estimadores consistentes do efeito do tratamento. Dessa forma, a omissão dessas variáveis pode gerar resultados do efeito médio do tratamento sobre o tratado estimado viesados. O método conhecido como *Rosenbaum bounds* (ROSENBAUM, 2002; DIPRETE; GANGL, 2004), permite determinar quão “forte” deve ser a influência de uma variável omitida sobre a seleção na participação. Considerando-se que a probabilidade de participação de um indivíduo i seja dada por:

$$\pi_i = \Pr(D_i = 1|x_i) = F(\beta x_i + \gamma x_i) \quad (10)$$

Como já explicitado D_i é igual a 1 se o indivíduo recebe o tratamento e 0 caso não receba; x_i são as características observadas do indivíduo i ; u_i corresponde à variável não observada e γ representa o efeito de u_i sobre a decisão de participação no programa. Se não existir viés de seleção, então γ será igual a zero e a probabilidade de participação será exclusivamente determinada pelas características observáveis. Entretanto, na presença de viés de seleção, dois indivíduos com as mesmas co-variáveis observadas x terão diferentes chances de receber tratamento, $\frac{\theta_i}{1-\theta_i}$ e $\frac{\theta_j}{1-\theta_j}$ e a *odds ratio* é dada por:

$$\frac{\frac{\theta_i}{1-\theta_i}}{\frac{\theta_j}{1-\theta_j}} = \frac{\theta_i(1-\theta_j)}{\theta_j(1-\theta_i)} = \exp[\gamma(u_i - u_j)] \quad (11)$$

Se os indivíduos possuírem as mesmas características observáveis, então o vetor x se cancela. Deste modo, se não houver diferenças nas variáveis não observadas ($u_i = u_j$) e se estas variáveis não influenciarem a probabilidade de participação ($\gamma = 0$), a *odds ratio* será igual a 1, implicando a não-existência de viés de seleção. Segue-se então, que se suas *odds* de participação diferirem, isto é, se a *odds ratio* for diferente de 1, só pode ser devido à presença de não-observáveis. A análise de sensibilidade avalia o quanto do efeito do programa é alterado pela mudança nos valores de γ e de $u_i - u_j$. Isso significa examinar os limites da *odds ratio* de participação. Rosenbaum (2002) mostra

que (11) implica os seguintes limites para a *odds ratio*):

$$\frac{1}{e^{\gamma}} \leq \frac{\alpha_i(1 - \theta_j)}{\theta_i(1 - \theta_i)} \leq e^{\gamma} \quad (12)$$

Os indivíduos pareados possuem a mesma probabilidade de participação apenas se $e^{\gamma}=1$. Entretanto, se $e^{\gamma}=2$, então indivíduos aparentemente similares em termos de x irão diferir nas probabilidades de receberem tratamento por um fator de até 2.

3.5 Variáveis e Bases de Dados

Para avaliar o impacto da política de profissionalização no ensino médio das EEEP do Ceará sobre o desempenho dos alunos no ENEM foram utilizados como indicadores de impacto as notas dos alunos nas cinco áreas e na média geral do ENEM, quais sejam: Ciências da Natureza (CN), Ciências Humanas (CH), Linguagem e Códigos (LC), Matemática (MT), Redação (R), Média Geral (MG).

As informações referentes ao desempenho nas cinco áreas de conhecimento do ENEM 2014⁶ e dotações de infraestrutura das escolas em 2011 foram retiradas do INEP, através dos Microdados do ENEM e do censo escolar. As características pessoais e educacionais, status educacional dos pais dos alunos das escolas da rede estadual de educação do Ceará e a identificação das escolas profissionalizantes foram obtidos da Secretaria de Educação do Ceará – SEDUC através do SPAECE 2011. Dessa forma, para construção da amostra a ser utilizada por este trabalho, fez-se necessário a junção de três diferentes bases de dados, SPAECE, ENEM e censo escolar, o qual só foi possível através da disponibilização de identificadores criados em pela SEDUC para acompanhar o aluno no 9º ano do ensino fundamental ao 3º do ensino médio.

Para atender o objetivo proposto por este trabalho, precisa-se construir um grupo que pertence ao programa (grupo de tratados) e outro grupo que não foi beneficiado (grupo de controle). O grupo de tratamento será composto pelos alunos que ingressaram o ensino médio nas escolas profissionalizantes em 2012 e estava cursando o 3º ano em 2014 nessas escolas, mesma definição para o grupo de controle, porém, refere-se as escolas regulares. Para construir o grupo de tratados é necessário acompanhar esses alunos durante o ensino médio, ou seja, identificar se estes permaneceram nas escolas profissionalizantes e se repetiram o ano durante o período de 2012 a 2014. Assim, utilizou-se a base de dados do SPAECE 2012 e ENEM 2014 para essa identificação.

Vale ressaltar que não foi possível observar esses alunos em 2013, pois o SPAE-

6. Último ano com informações disponíveis sobre o desempenho individual no ENEM.

CE 2013 foi apenas amostral. Porém, acredita-se que isso não comprometa os resultados a serem encontrados por este trabalho, pois o acompanhamento desses alunos nos anos de 2012, 2013 e 2014 serve apenas para identificar se estes permaneceram nas escolas profissionalizantes durante o ensino médio. Dado que foi possível observar os alunos que fizeram o 1º ano nas EEEP em 2012 e o 3º ano em 2014 na mesma escola, espera-se que, este aluno também cursou o 2º ano na referida escola, pois dificilmente esse aluno sairia da profissionalizante em um ano para voltar no ano seguinte.

Inicialmente, para compor a amostra, os alunos devem ter feito o SPAECE e ter cursado o 9º ano do ensino fundamental em 2011 para que se possa extrair as variáveis que irão determinar a entrada nas escolas profissionalizantes em 2012, e ter participado do ENEM em 2014 para obtenção das variáveis de resultado, perfazendo um total de 40.435 alunos. Destes, 35.680 estudantes puderam ser observados também no SPAECE 2012, onde 35.312 iniciaram o ensino médio nesse ano⁷, onde, 5.491 alunos ingressaram nas escolas profissionalizantes. Em 2014, 5.092 estudantes permaneceram nas EEEP, sendo que, 24 repetiram o 2º ano e 5.068 estavam cursando o 3º ano, e destes, 4.977 estavam presentes nos dias das provas do ENEM 2014, porém 4.635 possuíam informações referentes às características pessoais (Grupo de tratados). Nas escolas regulares, 29.658 permaneceram nas referidas escolas em 2014, onde 6 alunos estavam no 1º ano, 1.937 no 2º ano e 27.715 estavam no 3º ano, sendo que, destes, apenas 22.201 foram fazer o exame neste ano e 19.811 responderam ao questionário pessoal (grupo de controle)⁸.

7. 368 alunos repetiram o 9º ano em 2012

8. Para mais detalhes ver Apêndice

4 RESULTADOS

4.1 Análise Descritiva

Estatísticas descritivas das variáveis dependentes e de algumas variáveis de controles⁹ relacionadas aos alunos de EEEP e escolas regulares do Ceará, extraídas das bases de dados do SPAECE 2011, Censo escolar 2011 e ENEM 2014, estão explicitadas na Tabela 1.

Observa-se que as médias das notas no ENEM 2014 dos alunos das EEEP são superiores às de alunos de escolas regulares e o coeficiente de variação é menor ou igual em todas as provas. Em Ciências da Natureza (CN), o diferencial de médias é de 40,12 pontos a favor das escolas profissionalizantes e detém a mesma variação relativa. As áreas Ciências Humanas (CH) e Linguagem e Códigos (LC) apresentam diferença, 52,32 e 49,39 pontos, respectivamente, com dispersão relativa à média de 16% e 36% superior à EEEP, respectivamente.

Apresentando diferenciais mais elevados e menos homogêneo, estão as provas de Matemática (MT) e Redação (R), com diferença de 57,51 e 143,77 pontos, e variação relativa de 4,7% e 56,6%, superior à EEEP, respectivamente. Na Média Geral, os alunos destas escolas apresentaram desempenho superior em, aproximadamente, 68 pontos, 15,4 % a mais que os alunos das escolas regulares, porém, observa-se que, estas apresentam variação relativa à média superior à EEEP de, aproximadamente 21%.

A partir dessa análise descritiva das variáveis dependentes, espera-se que o efeito da política do ensino profissionalizante seja significativo sobre a performance dos alunos no ENEM, porém não seja suficiente somente através da comparação entre esses grupos. Essa é uma técnica “ingênua” comumente usada por não especialistas, pois apenas por não ter passado pela intervenção não significa que o grupo de não tratados representa bem o que ocorreria com o grupo de tratamento caso este não tivesse sido tratado, ou seja, a ausência do tratamento para alguns não gera automaticamente o contrafactual de não tratamento para outros. Dessa forma, são necessárias metodologias apropriadas que busquem isolar o efeito dos programas dos efeitos causados por outros fatores que afetam as variáveis de resultado de interesse.

Sobre as variáveis relacionadas às características dos alunos observadas em 2011, período anterior a entrada destes no ensino médio, presentes na Tabela 1, pode-se afirmar que os alunos das escolas profissionalizantes apresentaram pontuação nas provas

9. Total de 95 variáveis de controle.

de Matemática e Português no exame do SPAECE superior aos alunos das escolas regulares em, aproximadamente, 10%. Estas variáveis foram inseridas visando representar um *background* educacional e habilidade dos alunos no ensino fundamental e podem ter sido importantes no processo de seleção desses alunos no ingresso das escolas profissionalizantes.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis da amostra – 2014

Variáveis	EEEP			Regular			
	Média	Desvio-padrão	C.V	Média	Desvio-padrão	C.V	
Dependentes	Nota_CN	489,82	65,29	0,13	449,70	58,92	0,13
	Nota_CH	550,34	66,15	0,12	498,02	69,57	0,14
	Nota_MT	479,07	102,10	0,21	421,56	90,85	0,22
	Nota_LC	512,98	71,55	0,14	463,59	88,06	0,19
	Nota_Red	533,46	158,54	0,30	389,69	184,61	0,47
	Nota_MG	512,98	71,55	0,14	444,51	74,90	0,17
Controles:							
Caract. de Alunos	Spaece_MT_2011	268,67	42,35	0,16	244,49	41,70	0,17
	Spaece_PT_2011	263,37	40,76	0,15	237,74	42,92	0,18
	Idade	15,7	7,82	0,50	15,7	7,27	0,46
	Sexo	0,42	0,49	1,16	0,43	0,49	1,14
	Raça	0,21	0,41	1,95	0,19	0,39	2,05
Escolaridade Pai	E_pai01	0,07	0,25	3,57	0,11	0,31	2,82
	E_pai02	0,43	0,49	1,14	0,43	0,49	1,14
	E_pai03	0,17	0,38	2,24	0,11	0,31	2,82
	E_pai04	0,04	0,21	5,25	0,03	0,18	6,00
Escolaridade Mãe	E_mae01	0,03	0,17	5,67	0,05	0,23	4,60
	E_mae02	0,49	0,50	1,02	0,53	0,49	0,92
	E_mae03	0,23	0,42	1,83	0,14	0,35	2,50
	E_mae04	0,08	0,28	3,50	0,06	0,24	4,00
Cond. Sócioeconôm.	Bolsa_familia	0,72	0,44	0,61	0,80	0,39	0,49
	Carro	0,51	0,49	0,96	0,47	0,49	1,04
	Empregada	0,09	0,28	3,11	0,07	0,27	3,86
	Computador	0,33	0,47	1,42	0,20	0,40	2,00
	Maquina_lavar	0,31	0,46	1,48	0,24	0,42	1,75
Caract. Escolas	Lixo_coleta	0,99	0,06	0,06	0,99	0,08	0,08
	Sala_diretoria	0,98	0,12	0,12	0,98	0,12	0,12
	Sala_professores	0,99	0,04	0,04	0,96	0,18	0,19
	Laboratório_inform	0,99	0,12	0,12	0,99	0,06	0,06
	Biblioteca	0,88	0,32	0,36	0,83	0,36	0,43
	N° Computadores	68,31	22,13	0,32	42,9	19,35	0,45

Fonte: Elaboração Própria com base nos Microdados do SPAECE 2011, Censo Escolar de 2011 e ENEM 2014

Nota: Escolaridade (01) não estudou, (02) ensino fundamental, (03) nível médio, (04) superior.

Ambas as escolas, EEEP e regulares, apresentam características semelhantes relacionadas aos alunos em 2011, idade média de 15,7 anos, mais de 50% são mulheres e aproximadamente, 20% se consideram brancos, porém, observa-se que os alunos que ingressaram nas escolas profissionalizantes possuem pais com melhores níveis de escolaridade, 21% e 31% dos alunos apresentam pai e mãe, respectivamente, com no míni-

mo o ensino médio incompleto, enquanto a proporção dos alunos das escolas regulares foram 14 e 20%. Vale ressaltar que a proporção dos alunos que não souberam responder sobre a escolaridade do pai e da mãe, pertencentes às EEEP e regulares, foram 29%, 17%, 32% e 22%, respectivamente.

Dentre as variáveis apresentadas na tabela 1 que representam as condições socioeconômicas dos alunos em 2011, é possível afirmar que os alunos que ingressaram nas profissionalizantes apresentam melhores condições que os alunos que foram para as escolas regulares, uma vez que, a proporção de alunos cuja família recebe o benefício BF é menor, a proporção que possuem carro, empregada e máquina de lavar é superior em, aproximadamente, 8%, 28%, 65% e 29%, respectivamente.

As características relacionadas à infraestrutura das escolas foram utilizadas por este trabalho, pois espera-se que estas tenham influenciado a tomada de decisão do aluno na escolha da escola após o término do ensino fundamental. Destas expostas na tabela 1, as escolas profissionalizantes apresentam algumas características melhores que as regulares, tais como: 99% apresentam sala de professores, 88% possuem biblioteca e apresentam número de computadores superior às escolas regulares em 59%.

4.2 Resultados do Pré-Pareamento

O efeito-aluno pode prejudicar os resultados da estimação quando se deseja encontrar o efeito da política das escolas profissionalizantes sobre o desempenho escolar do aluno no ENEM. Com isso, como estratégia para isolar os efeitos dos alunos considerados bons antes de ingressarem nas escolas profissionalizantes, aplicou-se o algoritmo CEM (*Coarsened Exact Matching*) a partir das variáveis de proficiências em matemática e português no SPAECE 2011 dos alunos no 9º ano do ensino fundamental.

A tabela 2 apresenta as medidas de desequilíbrios antes e após o pareamento. Observa-se que o \mathcal{L}_1 multivariado e de cada variável reduziu para valores mais próximos a zero. Além disso, a diferença entre as médias dos grupos tratados e controle reduziram nas duas proficiências, 24,17 para 0,05, em matemática, e 25,62 para 0,0833, em português. Esse algoritmo permitiu identificar os alunos nos dois grupos, controle e tratados, que podem ser comparados. Observa-se que 19.660 e 4.634 estudantes pertencentes a escolas regulares e profissionalizantes, respectivamente, podem ser pareados a partir das variáveis estabelecidas, de forma a isolar o efeito-aluno. Dessa forma, a aplicação do PEP se restringirá somente aos alunos contidos no pareamento e identificados pelo algoritmo CEM.

Tabela 2 - Resultados do algoritmo CEM

Variáveis	Antes Pareamento		Pós pareamento	
	\mathcal{L}_1	Diferença de médias	\mathcal{L}_1	Diferença de médias
MT_SPAECE_2011	0.2424	24.17	0.0522	0.2836
PT_SPAECE_2011	0.2526	25.62	0.0479	0.0833
\mathcal{L}_1 Multivariado	0.3458		0.2253	
N° Tratados	4635		4634	
N° Controles	19811		19660	

Fonte: Elaboração Própria.

4.3 Seleção das Variáveis de Controle: Método do Lasso

A seleção das variáveis inseridas no modelo PEP foi regida pelo método Lasso. Com base nas 95 variáveis de controle contidas na amostra, foram criadas 449 variáveis a partir das interações entre elas e potência das variáveis, e aplicado o processo de seleção. Destas, o método proposto por Belloni et al (2015) selecionou 39 variáveis consideradas importantes na determinação do tratamento, das quais, 5 são em valores originais, 7 na forma de potências e 27 são resultados das interações.

4.4 Estimação do pareamento com escore de propensão

Seguindo os procedimentos de Becker e Ichino (2002), inicialmente estima-se um modelo logit binário de o aluno pertencer ou não a uma escola profissionalizante utilizando, como características observáveis, as variáveis selecionadas pelo método Lasso para descrever os grupos de tratamento e controle. Posteriormente, descartam-se da amostra aqueles alunos com escore de propensão fora do suporte.

Os resultados na tabela A1 no apêndice mostram que trinta das trinta e nove variáveis foram significativas na determinação do tratamento quando considerado apenas os alunos que foram pareáveis pelo algoritmo CEM. Verifica-se que a região de suporte comum foi o intervalo, cujo escore de propensão varia de 0.00249618, 0.9999981. Essa região assegura que as observações do grupo de tratamento tenham observações comparáveis do grupo de controle quanto às variáveis selecionadas pelo método Lasso.

Dessa forma, o *matching* para se obter o Efeito Médio de Tratamento sobre os Tratados (EMTT) se dará dentro deste intervalo. Porém, outros métodos fazem-se necessário para se estimar o EMTT, além de se utilizar somente o escore de propensão, tais como: *nearest-neighbor*, *Radius e Kernel*. Um procedimento importante com relação à construção do escore de propensão e de implementação do pareamento é a comprovação das condições de balanceamento. Os gráficos A1 a A3 no apêndice mostra o

teste de sobreposição da densidade entre os grupos antes e após o pareamento por esses métodos. Observa-se sobreposições ajustadas e semelhantes entre os métodos de kernel e do *Radius*. Dessa forma, optou-se por escolher o pareamento pelo *kernel (0,01)*, no qual foi utilizado para encontrar o EMTT, cujos resultados encontram-se na tabela 3.

Tabela 3 - Efeito médio do tratamento nas áreas de conhecimento do ENEM, por *kernel (0,01)*

Variáveis	EEEP	Regular	EMTT	Estatística t
Notas_CN	487,55	467,33	20,22	5,75
Notas_CH	548,79	529,16	19,63	4,84
Notas_MT	478,37	452,40	25,96	4,81
Notas_LC	512,47	491,40	21,07	4,19
Notas_Red	531,39	454,60	76,79	7.25
Notas_MG	511,71	478,98	32.73	7.53

Fonte: Elaboração própria.

Os diferenciais de notas entre os dois tipos de escola estimados por pareamento com primeiro *kernel* estão dispostos na Tabela 3, a qual revela serem tais diferenciais significativos a favor das EEEP em todas as áreas de conhecimento. Em média, um aluno pertencente a escola profissional apresenta desempenho superior em Linguagens e Códigos (LC) e em Ciências da Natureza (CN), aproximadamente, 4% a mais do que um aluno da escola regular pertencente ao grupo de controle. Em Matemática (MT) o diferencial é 25,96 pontos, 5,7% em favor dos alunos de ensino profissional. Menor e Maior efeito foi observado na área de Ciências humanas (CH) e em Redação (Red), de 19,63 pontos (3,7%) e 78,9 pontos (16,8%), respectivamente. Na Média Geral, o impacto das EEEP foi de 32,73 pontos (aproximadamente, 7%). Em suma, o ensino profissional de nível médio no Ceará demonstra ser mais competente em potencializar habilidades do conhecimento cognitivo comparativamente ao ensino regular. Os resultados da Tabela A2 no apêndice mostram que a robustez ao viés de seleção varia entre as variáveis de resultado. Em geral, o efeito do tratamento apresenta-se robusto a uma possível presença de viés de seleção, principalmente em Ciências Humanas (CH), Linguagens e Códigos (LC), Redação (R) e na Média Geral (MG). Para a variável Ciências da Natureza (CN), o nível crítico de T é de 1,9, significando que se a presença de variáveis não observáveis levarem a uma diferença na odds ratio de receber o tratamento entre os grupos de tratamento e controle por um fator de 1,9, então pode-se questionar o efeito positivo das escolas profissionalizantes em melhorar o desempenho dos alunos nessa área. Além disso, observa-se que Matemática se apresenta a menos robusta à presença de não-observáveis, porém ainda obteve um nível crítico distante da unidade ($T = 1,6$).

Considerações Finais

Este trabalho procura ampliar o debate existente na literatura da Economia da Educação sobre o ensino profissionalizante, com ênfase nos efeitos gerados no desempenho escolar. Para tanto, busca-se trazer novas evidências sobre o papel das escolas profissionais públicas do Ceará em nível educacional, ao se comparar alunos dessas escolas com outros do ensino regular, isolando o efeito-aluno e testando-se a existência de diferenciais significativos entre eles.

Uma das contribuições deste estudo reside na base de dados utilizada para mensurar este efeito, pois através da construção de identificadores em parceria com a SEDUC foi possível montar uma amostra com informações longitudinais através do cruzamento de diferentes bases, a saber, SPAECE 2011, 2012; Censo Escolar 2011 e ENEM 2014, até então, não observado pelos autores em outro trabalho. Dessa forma, pôde-se observar o aluno no 9º ano do ensino fundamental e acompanhá-lo durante o ensino médio, verificando assim, a trajetória destes nas escolas.

As informações referentes ao desempenho nas cinco áreas de conhecimento do ENEM 2014 e dotações de infraestrutura das escolas em 2011 foram retiradas do INEP, através dos Microdados do ENEM e do censo escolar, respectivamente. As características pessoais e educacionais, status educacional dos pais dos alunos das escolas da rede estadual de educação do Ceará e a identificação das escolas profissionalizantes foram obtidos da SEDUC através do SPAECE 2011, 2012.

Para atender o objetivo proposto por este trabalho, construiu-se um grupo pertencente ao programa e outro grupo que não foi beneficiado, no qual, o grupo de tratamento foi composto pelos alunos que ingressaram o ensino médio nas escolas profissionalizantes em 2012 e estavam cursando o 3º ano em 2014 nessas escolas, mesma definição para o grupo de controle, porém, refere-se as escolas regulares, e através das informações desses alunos em 2011 foi possível observar os fatores que possivelmente determinaram a entrada destes nas escolas profissionalizantes em 2012.

Como estratégia para isolar os efeitos dos alunos considerados bons antes de ingressarem nas escolas profissionalizantes, este trabalho aplicou o algoritmo CEM (*Coarsened Exact Matching*) a partir das variáveis de proficiências em matemática e português no SPAECE 2011 para os alunos no 9º ano do ensino fundamental, uma vez que esse efeito pode prejudicar os resultados da estimação quando se deseja encontrar o efeito da política das escolas profissionalizantes sobre o desempenho escolar do aluno

no ENEM. Este método estabeleceu que 19.660 e 4.634 estudantes pertencentes a escolas regulares e profissionalizantes, respectivamente, podem ser pareados a partir das variáveis estabelecidas, de forma a isolar o efeito-aluno.

Este trabalho também contribui com a literatura para o Brasil na escolha da opção metodológica para a condução dessa avaliação, pois baseou-se em um modelo recentemente desenvolvido por Belloni et al (2015), o qual aplica a técnica de seleção do lasso e do pós-lasso na estimação do escore de propensão. Esse método selecionou 39 das 449 variáveis criadas a partir das 95 variáveis originais.

Para a mensuração do Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (EMTT) realizou-se o pareamento através dos métodos *nearest-neighbor*, *radius* e *kernel*, que apesar de apresentarem resultados semelhantes, optou-se por *kernel* (0,01) devido ser o mais balanceado para determinação do efeito. Verificou-se que os alunos das escolas profissionalizantes apresentam diferenciais significativos em todas as áreas de conhecimento, entre os que fizeram EEEP e aqueles que cursaram escola regular apenas, cujo efeito mais expressivo foi em Redação, 16,8%, a mais para um aluno da escola profissional. Em média, um aluno pertencente a escola profissional apresenta desempenho superior em Linguagens e Códigos (LC) e em Ciências da Natureza (CN), aproximadamente, 4% a mais do que um aluno da escola regular e em Matemática (MT) o diferencial é 25,96 pontos, 5,7% em favor dos alunos de ensino profissional. Menor efeito foi observado na área de Ciências humanas (CH) de 19,63 pontos (3,7%). Na Média Geral, o impacto das EEEP foi de 32,73 pontos 7%. Além disso, através do teste de sensibilidade verificou-se que os resultados se apresentam robustos à presença de variáveis omitidas.

Diante do exposto, as EEEP do estado do Ceará demonstram ser mais competentes em potencializar habilidades do conhecimento cognitivo comparativamente ao ensino regular, pois ao observar um background educacional do aluno em 2011 e considerá-lo para a obtenção do pareamento, este trabalho minimizou o efeito-aluno e procurou isolar o efeito-escola sobre o desempenho escolar em 2014. Vale ressaltar que estes resultados dependem das formas funcionais e das interações a priori estabelecidas na aplicação do método do Lasso, assim, sugere-se testar outras formas e observar se o EMTT permanecesse significativa.

Referências Bibliográficas

ANGRIST, J., PISCHKE, J.S. **Most Harmless Econometrics**: an empiricist's companion. Princeton, New Jersey: Princeton University Press. 2009

ARAÚJO, A. J. N; CHEIN, F.; PINTO, C. **Ensino Profissionalizante, Desempenho Escolar e Inserção Produtiva**: Uma Análise com dados do ENEM. 2014 Disponível: <http://www.anpec.org.br/encontro/2014/submissao/files_I/i12-ac3a8f487db438f-c6278e117ab468a01.pdf>

AROCA, P., BRIDA, J.G, VOLO, S. Tourism statistics: correcting data inadequacy using coarsened exact matching. Working Paper. **School of Economics and Management at the Free University of Bozen**, 2014.

ASSUNÇÃO J; GONZAGA G. Educação Profissional no Brasil: Inserção e retorno. **Série Cenários**, n. 3, Brasília: SENAI.DN, 2010.

BACALHAU, P.; MATTOS, E. **A Provisão Pública de Ensino Superior como Mecanismo de Seleção por Habilidade**: Evidências para o Brasil. 2013 Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i12-e15541f20ab44aacc725c19288802a8d.pdf Acesso em: 10 Jan. 2016 .

BARRO, Robert J. Education and Growth. **Annals of Economics and Finance**, v.14, n.2, p.301-328, 2013.

BECKER, S., ICHINO, A. Estimation of Average Treatment Effects based on Propensity Scores. **The Stata Journal**, v.2 n.4, p.358-377. 2002.

BELLONI et al. High Dimensional Methods and Inference on Structural and Treatment Effects. **Journal of Economic Perspectives**, v. 28, n2, p. 29-50, 2014.

BELLONI, A; HANSEN, C.; CHERNOZHUKOV, V. Inference Methods for High Dimensional Sparse Econometric Models. **Advances in Economics and Econometrics**, 10th World Congress of the Econometric Society, 2013.

BELLONI, A; HANSEN, C.; CHEN, D.; CHERNOZHUKOV, V. **LASSO Methods for Gaussian Instrumental Variable Models**. Working paper, Duke University, 2010.

BELLONI, A; HANSEN, C.; CHEN, D.; CHERNOZHUKOV, V. Sparse Models and Methods for Optimal Instruments with Application to Eminent Domain. **Econometrica**, v.80, n.6, p. 2369-2429, 2012.

BELLONI, A; HANSEN, C.; FERNANDEZ-VAL, I; CHERNOZHUKOV, V. **Program Evaluation with High-Dimensional data**. CeMMAP working papers. Centre for Microdata Methods and Practice, Institute for Fiscal Studies, 2015.

BICKEL, P. J.; RITOV, Y.; TSYBAKOV, A. B. Simultaneous analysis of Lasso and Dantzig selector, **Annals of Statistics**, v.37, n.4, p. 1705-1732, 2009.

BLACKWELL, M. IACUS, S. KING, G. PORRO, G. CEM: Coarsened exact matching in Stata. **The Stata Journal**. v. 9, n. 4, p. 524-546, 2009.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. **Journal of Economic Surveys**, v.22 n.1, p. 31-72. 2008

CASTRO, M.H.G.; TIEZZI, S. A reforma do ensino médio e a implantação do ENEM no Brasil. In: BROCK, C.; SCHWARTZMAN, S. (Org.). **Os desafios da educação no Brasil**. Rio de Janeiro: Nova Fronteira, 2005. p. 119-154. Disponível em: <<http://www.schwartzman.org.br/simon/desafios/4ensinomedio.pdf>> Acesso em 12 junho 2015.

CHEN, X; WEKO, T. US Department of Education NCES 2009. **Aurora**, v. 202, p. 502-7334, 2009.

CROUCH, C., D.; SAKO, M. **Are skills the answer?** The political economy of skill creation in advanced industrial countries. New York: Oxford University Press. 1999.

DATTA, N. Evaluating Impacts of Watershed Development Program on Agricultural Productivity, Income, and Livelihood in Bhalki Watershed of Bardhaman District, West Bengal. **World Development**. v. 66, p. 443-456, 2015.

FARREL, M. Robust Inference on Average Treatment Effects with Possibly More Covariates than Observations. **Journal of Econometrics**, v.189 n.1 p. 1–23, November 2013.

FOLEY, P. **The Socio-Economic Status of Vocational Education and Training Students in Australia**. National Centre for Vocational Education Research Ltd. PO Box 8288, Stational Arcade, Adelaide, SA 5000, Australia, 2007.

GANIMIAN, A. J.; ROCHA, A. S. **Measuring Up?. How Did Latin America and the Caribbean Perform on the 2009 Programme for International Student Assessment (PISA)?**. Partnership for Educational Revitalization in the Americas (PREAL), 60 p., 2011.

HAHN, R.; CARVALHO, C.; PUELZ, D. Bayesian Regularized Regressions For Treatment effects estimation from observational data. Working Paper, **Duke University**, 2015.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. Schooling, Educational Achievement, and the Latin American Growth Puzzle. **Journal of Development Economics**, v.99, n.2, p.497-512, 2012.

HASTIE, T.; TIBSHIRANI, R.; FRIEDMAN, J. **The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference and Prediction**. Springer Series in Statistics, Second Edition, 2012.

HECKMAN, J.; LALONDE, R.; SMITH, J. The economics and econometrics of active labor market programs. In: ASHENFELTER, O., CARD, D. (Eds.) **The Handbook of Labor Economics**. Amsterdam: North Holland. v.3A, part.6, cap.31. 1999.

IACUS, S. M.; KING, G; PORRO, G. Matching for causal inference without balance checking. <http://gking.harvard.edu/files/cem.pdf>. 2008.

IACUS, S; KING, G; PORRO, G. Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching. **Political Analysis**, 2011.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS – INEP. Disponível em: <http://www.inep.gov.br/> Acesso em: 10 julho 2015.

KUENZER, A.Z. Exclusão includente e inclusão excludente: a nova forma de dualidade estrutural que objetiva as novas relações entre educação e trabalho. In: SAVIANI, D.;

LEE, W. Propensity Score Matching and Variations on the Balancing Test. **Mimeo**. Melbourne Institute of Applied Economics and Social Research. 2006.

LEVY, S., SCHADY, N. Latin America's Social Policy Challenge: Education, Social Insurance, Redistribution. **The Journal of Economic Perspectives**, v.27, n.2, p.193-218, 2013.

MARIANO, F. Z.; ARRAES, R. A; SOUZA, N. O. **Desempenho Escolar e Inserção no Mercado de Trabalho: Uma Avaliação das Escolas Estadual de Ensino Profissionalizantes (EEEP) do Ceará**. In. XI Encontro Economia do Ceará em Debate. IPECE 2015. Disponível em: <http://www2.ipece.ce.gov.br/encontro/2015/trabalhos/Desempenho%20escolar%20e%20inser%C3%A7%C3%A3o%20no%20mercado%20de%20trabalho.pdf> Acesso em: 10 Jan. 2016.

MARTINS, A. P. Pressupostos de Gramsci na educação profissional e tecnológica de nível médio. **Revista de Educação, Ciência e Tecnologia**, v. 1, n. 2, 2012.

MOEHLECKE, Sabrina. O Ensino Médio e as novas diretrizes curriculares nacionais: entre recorrências e novas inquietações. **Revista Brasileira de Educação**, v. 17, n. 49, Rio de Janeiro. Jan- abril, 2012. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1413-24782012000100003&script=sci_arttext Acesso em: 10 julho 2015.

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 maio-agosto, 2014.

NEUMAN, S; ZIDERMAN, A. Vocational Secondary Schools Can Be More Cost Effective than Academic Schools: The Case of Israel. **Comparative Education**, v. 25, n. 2, p. 151- 163, 1989.

POLIDANO, C.; TABASSO, D. **Fully Integrating Upper-Secondary Vocational and Academic Courses: A Flexible New Way?** Discussion Paper n. 9694, Jan. 2016.

RELATÓRIO DA OECD (2016), “Who are the low-performing students?”, *PISA in Focus*, n. 60, OECD Publishing, Paris. <http://dx.doi.org/10.1787/5jm3xh670q7g-en>.

RELATÓRIO DE GESTÃO “O PENSAR E O FAZER DA EDUCAÇÃO PROFISSIONAL NO CEARÁ – 2008 a 2014”. Secretaria da Educação. Coordenadoria de Educação Profissional. – 1. ed. – Fortaleza: Secretaria da Educação, 2014.

RELATÓRIO NACIONAL PISA 2012. Resultados Brasileiros, OCDE 2012. Disponível em: http://download.inep.gov.br/acoes_internacionais/pisa/resultados/2014/relatorio_nacional_pisa_2012_resultados_brasileiros.pdf Acesso em: 22 Fev 2016.

ROSENBAUM, P.; RUBIN, R. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. **Biometrika**, v.70 n.1, p. 41-55. 1983.

RUBIN, D. B. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. **Journal of Educational Psychology**, v.66 n.5. 1974.

SCHURER, S. ALSPACH, M. MaCRAE, J. MARTIN, G. L., The Medical Care Costs of Mood Disorders: A Coarsened Exact Matching Approach, **IZA Discussion Papers**, 2015.

SECRETARIA DE EDUCAÇÃO DO CEARÁ - SEDUC. Disponível em: <http://www.>

seduc.ce.gov.br/index.php/educacao-profissional Acesso em: 15 de Jun. 2015.

SEVERNINI, E. R.; ORELLANO, V. I. F. O efeito do ensino profissionalizante sobre a probabilidade de inserção no mercado de trabalho e sobre a renda no período pré-Planfor. **Revista EconomiaA**, 2010.

SILVA, V. H. O. Análise da Participação das Escolas Públicas Estaduais Cearenses no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM): 2009-2011. **IPECE Informe**, n. 54. Fortaleza, 2013. Disponível em: < http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/ipece-informe/Ipece_Informe_54_A26_fevereiro_2013.pdf> Acesso em: 12 junho 2015.

SMITH, J.; TODD, P. Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators? **Journal of Econometrics**, v.125, p. 305-353. 2005.

TAVARES, P. A. **Três Ensaio em Economia da Educação**. São Paulo, 2012. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/11542/Tr%C3%AAs%20Ensaio%20em%20Economia%20da%20Educa%C3%A7%C3%A3o.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Acesso em: 12 junho 2015.

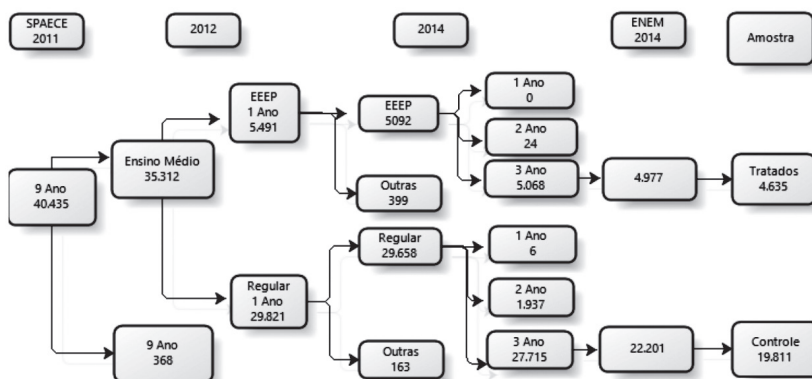
TIBSHARANI, R. Regression Shrinkage and Selection via the Lasso. **Journal of the Royal Statistical Society, Series B-Methodological**, v.58, n.1, p.267-288, 1996.

WANG, C., PARMIGIANI, G. DOMINICI, F. Bayesian effect estimation accounting for adjustment uncertainty. **Biometrics** 68 p. 661–671, 2012.

ZOU, H., HASTIE, T. Regularization and variable selection via elastic net. **Journal of Royal Statistics Society B**, v. 67 n.2, p. 301-320, 2005.

APÊNDICE

Figura 1 – Construção dos grupos de tratamento e controle



Fonte: Elaboração Própria com base nos Microdados do SPAECE 2011, 2012; Censo Escolar 2011 e ENEM 2014.

Gráfico A1 – Sobreposição do propensity Score pelo vizinho mais próximo

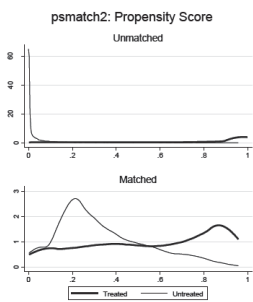


Gráfico A2 – Sobreposição do propensity Score pelo kernel

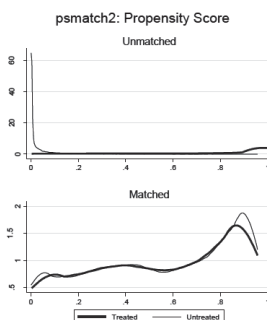
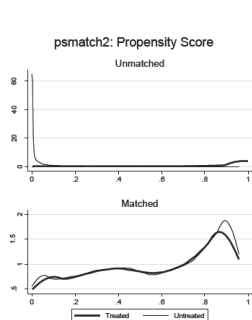


Gráfico A3 – Sobreposição do propensity Score pelo Radius



Fonte: Elaboração Própria com base nos Microdados do SPAECE 2011, 2012; Censo Escolar 2011 e ENEM 2014.

Tabela A1 – Estimação do Propensity Score pós Lasso

Variáveis	Coefficientes	p-valor	Variáveis	Coefficientes	p-valor
V01	-1.8178	0.000	V21	-0.4902	0.000
V02	-0.6771	0.000	V22	-1.4019	0.000
V03	-0.5597	0.000	V23	-1.0987	0.000
V04	-1.3684	0.000	V24	1.6349	0.000
V05	-0.2696	0.000	V25	-1.5638	0.000
V06	0.0025	0.000	V26	-1.6719	0.000
V07	-0.0001	0.000	V27	3.6820	0.401
V08	-5.49e-06	0.000	V28	0.0480	0.825
V09	-0.0010	0.000	V29	0.5221	0.000
V10	0.8079	0.000	V30	0.0001	0.000
V11	-0.7612	0.000	V31	-0.0001	0.000
V12	-4.2957	0.000	V32	0.0020	0.168
V13	0.5127	0.000	V33	-0.0017	0.302
V14	0.1093	0.130	V34	-0.7750	0.000
V15	0.1231	0.268	V35	-0.3356	0.000
V16	0.1813	0.147	V36	-0.2806	0.047
V17	0.1101	0.180	V37	0.6220	0.000
V18	0.1147	0.159	V38	-0.2412	0.001
V19	2.0626	0.163	V39	0.0014	0.000
V20	1.9734	0.000	constante	-5.6691	0.000

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela A1 – Estimação do Propensity Score pós Lasso

Variáveis	Coefficientes	p-valor	Variáveis	Coefficientes	p-valor
V01	-1.8178	0.000	V21	-0.4902	0.000
V02	-0.6771	0.000	V22	-1.4019	0.000
V03	-0.5597	0.000	V23	-1.0987	0.000
V04	-1.3684	0.000	V24	1.6349	0.000
V05	-0.2696	0.000	V25	-1.5638	0.000
V06	0.0025	0.000	V26	-1.6719	0.000
V07	-0.0001	0.000	V27	3.6820	0.401
V08	-5.49e-06	0.000	V28	0.0480	0.825
V09	-0.0010	0.000	V29	0.5221	0.000
V10	0.8079	0.000	V30	0.0001	0.000
V11	-0.7612	0.000	V31	-0.0001	0.000
V12	-4.2957	0.000	V32	0.0020	0.168
V13	0.5127	0.000	V33	-0.0017	0.302
V14	0.1093	0.130	V34	-0.7750	0.000
V15	0.1231	0.268	V35	-0.3356	0.000
V16	0.1813	0.147	V36	-0.2806	0.047
V17	0.1101	0.180	V37	0.6220	0.000
V18	0.1147	0.159	V38	-0.2412	0.001
V19	2.0626	0.163	V39	0.0014	0.000
V20	1.9734	0.000	constante	-5.6691	0.000

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela A2 – Análise de sensibilidade (Rosenbaum Bounds) para as áreas de conhecimento e a média geral do ENEM

Γ	CH	CN	MT	LC	R	MG
	P^+	P^+	P^+	P^+	P^+	P^+
1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.05	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.15	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.25	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.35	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1.45	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000	0.000
1.5	0.000	0.000	0.020	0.000	0.000	0.000
1.55	0.000	0.000	0.082	0.000	0.000	0.000
1.6	0.000	0.000	0.223	0.000	0.000	0.000
1.65	0.000	0.000	0.441	0.000	0.000	0.000
1.7	0.000	0.000	0.671	0.000	0.000	0.000
1.75	0.000	0.005	0.846	0.000	0.000	0.000
1.8	0.000	0.021	0.942	0.000	0.000	0.000
1.85	0.004	0.067	0.983	0.000	0.000	0.000
1.9	0.018	0.163	0.996	0.000	0.000	0.000
1.95	0.054	0.316	0.999	0.000	0.000	0.000
2	0.132	0.505	0.999	0.003	0.000	0.000

Fonte: Elaboração Própria.

ANÁLISE DA EFICIÊNCIA NO GERENCIAMENTO PÚBLICO COM A SAÚDE PARA OS MUNICÍPIOS CEARENSES

Erivelton de Souza Nunes *

Eliane Pinheiro de Sousa **

RESUMO

Embora a saúde seja fundamental e colabore diretamente para outras prioridades sociais como bem-estar, educação, produtividade e desenvolvimento econômico, o estado do Ceará tem convivido com diferentes problemas concernentes à infraestrutura no segmento. Como os recursos públicos disponibilizados para o cumprimento das demandas populacionais são limitados, torna-se relevante que o setor público procure formas gerenciais mais eficientes. Neste sentido, este estudo se propõe avaliar o nível de eficiência no gerenciamento público com a saúde no Ceará. Em termos específicos, pretende-se mensurar os escores de eficiência técnica e de escala do Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM) na área da saúde para os municípios cearenses e agregar tais níveis de eficiência segundo mesorregiões e PIB *per capita*. Para atender a esses objetivos, empregou-se o modelo de Análise Envoltória dos Dados (DEA) para 162 municípios cearenses, utilizando dados de natureza secundária para o ano de 2013. Os resultados indicam que parcela majoritária dos municípios cearenses apresentou problema quanto à escala de produção, sendo resultante da presença de retornos decrescentes à escala. Verificou-se também que não necessariamente os municípios localizados em regiões mais desenvolvidas e com maiores PIB *per capita* estão gerenciando seus recursos da forma mais eficiente possível.

Palavras-Chave: eficiência, IFDM-Saúde, Ceará.

* Graduando em Ciências Econômicas pela Universidade Regional do Cariri (URCA) e Bolsista de Iniciação Científica PIBIC CNPq. Endereço: Rua Duque de Caxias, 166 – Bairro: Santa Tereza. CEP: 63.050-460. Juazeiro do Norte, CE. E-mail: erivelton.s.n@hotmail.com. Telefone: (88) 99959-9466.

** Pós-Doutora em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP) e Professora Associada do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri (URCA). Endereço: Rua João Melo, 729 - Apto 503 B - Bairro: Damas. CEP: 60.426-050. Fortaleza, CE. E-mail: pinheiroeliane@hotmail.com. Telefone: (85) 99680-2139.

ANALYSIS OF THE EFFICIENCY IN THE PUBLIC MANAGEMENT OF HEALTH FOR THE MUNICIPALITIES OF CEARÁ

ABSTRACT

Although health is of paramount importance and contributes in a direct manner to other social priorities, such as well-being, education, productivity and economic development, the State of Ceará has been getting along with different problems related to the infrastructure in this sector. Because the public funds made available for the fulfillment of the populational demands are limited, it is relevant that the public sector seeks more efficient management forms. Therefore, this study is aimed at assessing the level of efficiency of the public management of health in Ceará. Specifically, we intend to measure the technical and scale efficiency scores of the Municipal Development FIRJAN Index (IFDM) in the area of health for the municipalities of Ceará and to gather such efficiency levels according to mesoregion and per capita GDP. In order to fulfill these objectives, it was used the Data Envelopment Analysis model for 162 municipalities of Ceará, using secondary data for the year 2013. The results indicate that the majority of the municipalities of Ceará exhibited a problem in relation to the scale of production, caused by the presence of decreasing returns to scale. It has also been observed that not necessarily the municipalities located in more developed regions and with larger per capita GDP are managing their resources in the most efficient way possible.

Keywords: efficiency, IFDM-Health, Ceará.

1 INTRODUÇÃO

Em conformidade com a Organização Mundial da Saúde (OMS, 2011), a saúde constitui um elemento essencial, contribuindo diretamente para outras prioridades sociais como o bem-estar, a educação, a elevação da produtividade e o desenvolvimento econômico. Gadelha e Costa (2012), em sentido mais abrangente, abordam a saúde como um setor estratégico na agenda de desenvolvimento, uma vez que políticas e ações nesse seguimento apresentam avanços que excedem a especificidade do setor, a exemplo, de seu impacto no crescimento do emprego, da renda e da inovação. A saúde representa aspecto importante para a seguridade social como componente fundamental da cidadania. É parcela essencial e estratégica da amplitude social do desenvolvimento, especialmente por conta de seu peso na economia e sua posição de crescimento em investimentos de pesquisa e desenvolvimento.

Em âmbito nacional, além de formar uma estrutura de mercado que movimentaria mais de R\$ 160 bilhões por ano, responde por 14 milhões de empregos diretos e 5 milhões de indiretos. Além disso, a saúde obteve uma participação na geração de demanda efetiva para o sistema de produção brasileiro, em 2009, de cerca de 9% da produção interna, constatado no consumo final de bens e serviços (GADELHA, COSTA, 2012). Ademais, o fator tecnologia, direcionado à inovação, identifica-a na competitividade internacional como sendo responsável por 25% do esforço nacional em pesquisa (GUIMARÃES, 2006). Desse modo, os vínculos concernentes à saúde e desenvolvimento podem ser compreendidos como um processo de elevado dinamismo que alia, simultaneamente, crescimento econômico, modificações fundamentais na estrutura de produção e melhora do bem-estar da população (VIANA, ELIAS, 2007).

Entretanto, se a saúde apresenta poder explicativo em relação ao avanço econômico, o contrário também é observado em sua ineficiência. O setor leva em consideração a ocorrência de relações econômicas que geram disparidades na renda e na riqueza, especificamente. O conceito de desigualdade refere-se à ligação entre desenvolvimento e justiça na sociedade, considerando a relação com a repartição de renda, educação, habitação, serviços de saúde, abastecimento de água e saneamento, acesso ao trabalho, bens de consumo, ao fator terra, assim como ao poder de decisão e de interferência social (PRATA, 1994).

A saúde da população registra uma elevada disparidade entre as grandes regiões e os estados da federação no Brasil. Esta grande distinção no setor de saúde retrata, por um lado, as divergências no acesso e na qualidade dos serviços ofertados à sociedade e, em outra parcela está condicionada às discrepâncias nas condições socioeconômicas, hábitos e condições de vida, adicionando, portanto, às demais iniquidades às quais a população brasileira está submetida. Dessa forma, ao passo que a saúde demonstra ser importante elemento do capital humano individual e social, a heterogeneidade social em saúde parece não só contribuir, como também realimentar de forma inercial o ciclo de desigualdade e pobreza vigente no Brasil durante muitas décadas (FIGUEIREDO *et al.*, 2003).

Considerando o estado do Ceará, especificamente, Silva (2010) sinaliza que o setor de saúde tem enfrentado diversas crises nos anos recentes, sendo a carência de leitos de Unidade de Tratamento Intensivo (UTI), a demora nos atendimentos e a ausência de médicos as principais dificuldades enfrentadas pelo Estado. Ademais, outra problemática trata-se da longa lista de pessoas aguardando a realização de procedimentos

cirúrgicos. No ano de 2015, conforme dados retirados do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS, 2016), a despesa total com saúde no Ceará foi de R\$5.002.714.394,89, sendo a despesa *per capita* equivalente a R\$ 561,82.

A respeito da temática concernente aos gastos públicos, a limitação de recursos públicos disponibilizados para o cumprimento das elevadas demandas populacionais tem feito com que o setor público procure formas gerenciais mais eficientes, tendo em vista o equilíbrio das finanças públicas. Desse modo, essas formas referem-se à aplicação racional e com coerência dos recursos públicos, minimizando os desperdícios e embasado na legislação e nas necessidades sociais (MALENA *et al.*, 2013).

De acordo com Medeiros e Souza (2013), estudos que visam o volume e a composição dos gastos públicos são importantes, na medida em que, mediante monitoramento da formação dos gastos, possibilitam uma análise mais minuciosa das ações do governo. No entanto, outros trabalhos que levam em conta a relação dos recursos alocados com os produtos obtidos permitiram um avanço relevante na avaliação da ação governamental. Entre esses, citam-se os referentes aos aspectos de eficiência, eficácia e efetividade das despesas, que se agrupam em uma categoria denominada qualidade dos gastos públicos. Tais estudos proporcionaram uma visão mais abrangente de questões relevantes, como a gestão dos recursos públicos.

Segundo Maia *et al.* (2009), a relevância do aprimoramento da qualidade das despesas públicas é uma temática bem debatida recentemente no Brasil, tanto pelo baixo retorno de serviços prestados frente às altas cargas tributárias, quanto pelo estabelecimento de um teto para as despesas correntes, evitando que o setor público minimize pressões da sociedade mediante crescimento das despesas públicas. Dessa forma, tendo em vista que os recursos orçamentários são limitados, torna-se importante a avaliação e a inovação de procedimentos de gestão pública de maneira a melhorar o uso dos recursos públicos, ou seja, é necessário fazer mais com pouco, procurando maior eficiência de gastos.

Orlowski e Arend (2005) *apud* Bortolotti *et al.* (2013) ressaltam ainda, que a contabilidade pública se faz importante na mensuração do desenvolvimento municipal, por meio de indicadores, apresentando limitações e possibilidades, e, por conseguinte, contribuem na alocação eficiente dos gastos públicos por funções. Ripsa (2008) sinaliza que, no caso específico da saúde, os indicadores foram desenvolvidos para auxiliar a mensuração e análise das informações geradas para avanços no setor. É

nesse contexto que se evidencia a importância do Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM), que, conforme Ervilha *et al.* (2013), é atualmente uma referência no acompanhamento do desenvolvimento socioeconômico, seja em nível municipal, seja em nível nacional, uma vez que contempla três segmentos, quais sejam: Emprego e Renda; Educação; e Saúde. Segundo FIRJAN (2014) *apud* Godoy (2014), o índice deve apresentar periodicidade anual; fazer o uso exclusivo de estatísticas públicas oficiais em sua estimação; possibilitar a realização de relações absolutas e relativas; ter leitura simples; e variar de 0 a 1, sendo que quanto maior a proximidade de um, maior o desenvolvimento do município ou estado, e quanto mais próximo de zero, menor esse desenvolvimento.

Nesse sentido, dada a relevância da saúde para o desenvolvimento socioeconômico e sua heterogeneidade entre os municípios, bem como a importância de se analisar a qualidade das despesas públicas, o presente estudo objetiva avaliar a eficiência no gerenciamento público com a saúde dos municípios pertencentes ao estado do Ceará. Especificamente, busca-se mensurar os escores de eficiência técnica e de escala do IFDM na área da saúde para os municípios cearenses e agregar tais níveis de eficiência segundo mesorregiões e PIB *per capita*.

Além dessa introdução, o estudo é formado por mais quatro seções. Na segunda, é apresentada uma revisão de estudos que aplicaram a eficiência técnica mediante o modelo de análise envoltória dos dados (DEA) em diferentes aspectos da saúde. Os procedimentos metodológicos e a descrição das variáveis são apresentados na terceira seção. Na sequência, realiza-se a análise dos resultados; e, finalmente, as considerações finais, são descritas na seção final.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Conforme a Constituição Federal de 1988, a Seguridade Social é definida a partir da junção dos conceitos da previdência social, saúde e assistência social (arts. 194 a 204). Dentre esses aspectos, a eficiência técnica tem sido frequentemente utilizada em pesquisas relacionadas aos gastos públicos com saúde por meio da aplicação do modelo de análise envoltória dos dados (DEA), como são os casos, por exemplo, dos estudos, em âmbito internacional, desenvolvidos por Bennevan e Sunnetci (2007), Gupta *et al.* (2007), Lionel (2015) e Novignon (2015). Em termos nacionais, destacam-se as pesquisas elaboradas por Dias (2010), Alves e Costa (2013), Queiroz *et al.* (2013), Benegas e Silva (2014), Godoy (2014), Barbosa e Sousa (2015), e Mazon *et al.* (2015).

Considerando estudos destinados ao estado do Ceará, ressaltam-se os desenvolvidos por Trompieri Neto *et al.* (2009), Silva (2010), Machado Junior *et al.* (2011) e Oliveira (2012).

Em esfera internacional, Bennevan e Sunnetci (2007) utilizaram o modelo de análise envoltória de dados para determinar os países que apresentaram maiores eficiência no que se referem aos sistemas de saúde, considerando 180 países e quatro programas de desenvolvimento, baseados na renda nacional bruta *per capita*, realizando-se uma análise individual para cada categoria, mediante dados disponibilizados pela Organização Mundial de Saúde (OMS). O estudo evidenciou a presença reduzida de países eficientes quanto aos sistemas de saúde, propondo oportunidades relevantes de aprimoramento no setor por meio da combinação de práticas mais racionais, nos programas de desenvolvimento analisados.

Gupta *et al.* (2007) avaliaram a eficiência dos gastos com a educação e com a saúde em 50 países de renda baixa para o ano de 2006. As variáveis representativas da entrada foram os gastos com saúde *per capita*, em dólar. De acordo com os resultados, países com menores níveis de renda *per capita* tendem a mostrar menores índices de eficiência.

Lionel (2015), por sua vez, procurou encontrar os determinantes da eficiência das despesas públicas com o setor de saúde, durante 2005-2011, em 151 países, levando em conta 46 países de renda alta, 40 países de renda média alta, 36 países de renda média baixa e 29 países com rendimentos médios considerados baixos. O procedimento metodológico adotado para cumprir os objetivos consistiu em um modelo Tobit baseado em escores de eficiência adquiridos a partir do modelo DEA. Os resultados mostraram que variáveis como o PIB *per capita*, dióxido de carbono, minimização da corrupção, faixa etária populacional, tamanho populacional e efetividade do poder público podem se apresentar como condicionantes relevantes na eficiência das despesas públicas com saúde. O PIB *per capita* tem um efeito positivo e significativo na saúde, porém esse efeito é mais importante nos países de baixa renda. Essa relação positiva e significativa entre o PIB *per capita* e a eficiência das despesas com saúde também é corroborada por Novignon (2015) no estudo realizado com 45 países da África Subsaariana, entre 2005-2011, fazendo uso do modelo DEA em dois estágios.

Em âmbito nacional, Dias (2010) procurou estudar a eficiência da Atenção Primária à Saúde nos municípios brasileiros, em 2006. Além da adoção do método

DEA para averiguar a eficiência na prestação de serviços de saúde da atenção básica, empregou regressão múltipla para analisar a interferência de elementos externos na prestação de serviços da atenção básica. A pesquisa revelou que municípios com índices de desenvolvimento municipal superiores e maiores montantes populacionais, saneamento básico e maior quantidade de crianças mostraram-se maiores índices de eficiência.

Alves e Costa (2013) procuraram analisar a eficiência relativa na adoção de recursos do setor público na Atenção Básica de Saúde nos municípios capixabas. Para tal, retiraram dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB) e da Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP), para os anos de 2007, 2008 e 2009. As análises sinalizaram possíveis ganhos de escala para municípios com população superior a 100.000 habitantes, dada a provável infraestrutura mais adequada. Além disso, vários municípios com até 20.000 habitantes também foram eficientes, evidenciando inversões relevantes na Atenção Básica de Saúde e aplicação adequada dos recursos monetários disponíveis.

Queiroz *et al.* (2013) buscaram analisar a alocação de recursos direcionados à saúde pública no Rio Grande do Norte, em 2009. Na ocasião, notaram que os municípios de menores aportes de recursos, de maneira geral, apresentaram menos eficiência, sendo que apenas 26% dos municípios foram eficientes. Ademais, verificaram que a conquista da eficiência nos indicadores de saúde pública municipal depende fortemente da dotação de recursos.

Benegas e Silva (2014), por sua vez, utilizaram dados do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), para o ano de 2006 com o intuito de estimar a eficiência técnica do SUS nos estados brasileiros na presença de insumos não discricionários. Verificaram que a região Sudeste foi a que apresentou maior quantidade de estados eficientes, enquanto o estado de Roraima, no Norte, expressou a menor eficiência.

De posse do método DEA, assim como a análise de *cluster*, análise fatorial e dados em painel, Godoy (2014) realiza um estudo distinto dos anteriores, na medida em que procura analisar a eficiência no gerenciamento público da saúde e da educação nos municípios brasileiros. Considerou como produto o Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal e como insumos aspectos financeiros, de infraestrutura e recursos humanos.

Os anos analisados foram 2005 e 2009. Dentre as principais inferências na área da saúde, destacou o aumento do escore de eficiência de 62% para 70% no período considerado, sendo que o destaque ficou por conta dos municípios do Rio Grande do Sul.

Barbosa e Sousa (2015), coletando dados do Portal da Saúde, do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS) e do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde do Brasil (CNES), procuraram identificar os escores de eficiência técnica e de escala do Índice de Desempenho do Sistema Único de Saúde (IDSUS) nos municípios nordestinos, considerando o ano de 2012. Dentre as principais inferências, destacam que os melhores escores de eficiência técnica e de escala do IDSUS ocorreram nos municípios que obtiveram índices mais elevados quanto às especificidades e distinções socioeconômicas (IDSE), condições sociais (ICS) e situação estrutural do sistema de saúde do municípios (IESSM).

Utilizando dados do DATASUS e do Sistema de Orçamento Público em Saúde (SIOPS), Mazon *et al.* (2015) buscaram averiguar a eficiência técnica no uso de recursos do SUS em sete municípios que englobam a 25ª Região de Saúde em Santa Catarina, em 2010. Os resultados revelaram que a região apresenta investimentos superiores à média estadual, entretanto não consegue acompanhar a diminuição dos indicadores de mortalidade na mesma média obtida pelo estado catarinense. Além disso, o estudo mostrou que todos os municípios exibiram baixo Índice de Eficiência Técnica em Saúde (IETS), sendo que somente Monte Castelo mostrou eficiência técnica ideal.

No contexto cearense, Trompieri Neto *et al.* (2009) mensuraram índices de eficiência por meio do DEA e verificaram os determinantes da eficiência dos gastos públicos dos municípios cearenses em saúde e educação para o ano de 2002 mediante regressão Tobit. Os resultados revelaram que variáveis como gastos *per capita* destinados à saúde, índice de desenvolvimento humano (IDH), densidade populacional, taxa de cobertura de abastecimento de água pela rede pública e transferências constitucionais para a saúde (SUS) foram apontadas como condicionantes relevantes nos índices de eficiência estimados, sendo que o IDH registrou a maior elasticidade. A densidade populacional apresentou relação inversa com a eficiência, isto é, em média, os municípios cearenses com maiores densidades populacionais tiveram uma eficiência menor.

Silva (2010) buscou analisar a eficiência técnica dos gastos públicos com saúde no Ceará frente aos demais estados brasileiros, no ano base de 2006, utilizando os

indicadores de saúde mais importantes sugeridos pela Organização Mundial de Saúde. O autor contemplou três modelos, sendo um com um *input* discricionário e os demais *inputs* não discricionários. Após operacionalização dos referidos modelos, verificou-se que maiores gastos não refletem necessariamente em maiores eficiências.

Machado Junior *et al.* (2011) buscaram analisar a eficiência técnica das despesas públicas municipais *per capita* em educação, saúde e assistência social, tendo como base o ano de 2005. Os autores utilizaram dados do IPEADATA, Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), Ministério da Fazenda e Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Os resultados apontaram reduzida eficiência técnica dos municípios cearenses no tocante aos gastos públicos com saúde, que pode estar associada ao inexistente serviço de esgotamento sanitário e ao fato de muitos municípios possuírem elevada taxa de mortalidade infantil.

Oliveira (2012) procurou averiguar a eficiência dos gastos públicos com saúde na microrregião de Baturité, localizada no norte cearense, entre os anos de 2006 e 2010. Os dados utilizados foram coletados do SIOPS. Verificou-se que o município de Guaramiranga expressou maior gasto em 2008 e 2010, sem grandes variações nos indicadores de saúde em relação aos outros municípios. Portanto, apesar de apresentar gasto superior aos demais municípios dessa microrregião, não atingiu a fronteira de eficiência. Apenas os municípios de Pacoti e Baturité alcançaram a fronteira de eficiência em todos os anos de análise.

Nota-se, a partir dos estudos elencados, que essa questão tem ocupado elevado espaço nas agendas de pesquisa, tanto na literatura internacional e nacional, quanto em âmbito local, evidenciando sua importância na avaliação da gestão dos gastos públicos com saúde. Vale destacar, porém, que a abordagem mais comumente explorada na literatura tem sido a eficiência técnica do gasto público municipal com a saúde. Este estudo inova ao buscar avaliar a eficiência no gerenciamento público com a saúde dos municípios cearenses, considerando como produto o Índice da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (FIRJAN) de Desenvolvimento Municipal (IFDM) para o setor de saúde e como insumos aspectos financeiros, de infraestrutura e recursos humanos, inspirando-se no estudo de Godoy (2014). Ademais, também contribui ao agregar tais níveis de eficiência conforme mesorregiões e PIB *per capita*.

3 METODOLOGIA

3.1 Análise envoltória dos dados

Na avaliação da gestão pública, entende-se o conceito de eficiência como a capacidade das unidades tomadoras de decisão de alcançarem resultados pretendidos, mediante utilização adequada de recursos (FONSECA; FERREIRA, 2009).

No intuito de mensurar a eficiência de agentes ou mecanismos, Queiroz *et al.* (2013) utilizam métodos distintos: os paramétricos, por meio de métodos econométricos, e não paramétricos.

O procedimento metodológico contemplado no estudo refere-se à Análise Envoltória de Dados (DEA - *Data Envelopment Analysis*, em inglês), buscando determinar os escores de eficiência do gerenciamento dos gastos públicos com saúde no desenvolvimento dos municípios pertencentes ao estado do Ceará.

Citando os estudos de Gupta e Verhoeven (2001) e Afonso *et al.* (2006), Reis *et al.* (2013) afirmam que o método DEA tem sido empregado com frequência em análises de eficiência no setor público e é baseado em uma programação linear usada para medir a eficiência relativa de um grupo de unidades tomadoras de decisão (DMUs, *Decision Making Units*, em inglês), mediante a amostra de insumos e produtos.

De acordo com Peña (2008), a ferramenta DEA vem sendo adotada de maneira positiva em pesquisas de eficiência nas diversas áreas de administração pública e ONGs (Organizações sem fins lucrativos). Ademais, tem sido constantemente utilizada no setor educacional, como universidades e institutos de pesquisa; no setor de saúde, como centros hospitalares e clínicas; nações, agricultura, força militar, dentre outros. Além disso, Jubran (2006) sinaliza que se pode elaborar uma avaliação da eficiência alcançada por organizações do setor governamental ou privado, departamentos, municípios, estados, hospitais, entre outros, possibilitando a identificação das ações mais interessantes no que concerne à utilização de recursos pelas DMUs. O autor mostra a eficiência como sendo a característica de determinado agente em alcançar o rendimento mais satisfatório com o menor desperdício possível de recurso, seja energia, tempo ou dinheiro.

A fundamentação do método DEA é proposta a partir dos estudos de Farrel (1957) e Charnes *et al.* (1978) e possibilita a determinação da eficiência de uma unidade produtiva em comparação com as outras, tendo em vista os diversos insumos usados e os produtos constituídos. Segundo Souza e Wilhelm (2009), tal método corresponde a

um instrumento não paramétrico que avalia a eficiência relativa de unidades tomadoras de decisão, realizando um comparativo com unidades que fazem atividades semelhantes e se distinguem pelo montante de recursos usados (*inputs*) e de produtos gerados (*outputs*).

Segundo Gomes e Baptista (2004), o modelo DEA é operacionalizado com programação matemática em suas mensurações. Dessa forma, o referido método é tido como adequado para analisar a eficiência relativa das DMUs e pode ser utilizado como suporte na formulação de metas para as DMUs consideradas como não eficientes. Para Charnes *et al.* (1978), a partir de uma amostra de insumos e produtos verificados para DMUs diferentes, objetiva-se observar a eficiência das unidades tomadoras de decisão no que concerne à distância de fronteira construída com os mais eficientes (*benchmarks*). No estudo em questão, as unidades tomadoras de decisão referem-se aos municípios que fazem parte do estado do Ceará.

Chaves e Thomaz (2008) afirmam que o método DEA gera uma fronteira de eficiência em que as DMUs eficientes estão situadas, isto é, as que expõem relações entre insumos e produtos (*benchmarks*), mais equilibradas, enquanto em uma região inferior a essa fronteira, situam-se as unidades ineficientes, na região identificada como envoltória.

Segundo Cooper *et al.* (2004), após a definição das melhores DMUs, é formada uma fronteira produtiva, empírica, e o grau de eficiência pode apresentar variação de 0 a 1, ou de 0 a 100%, a depender do quanto cada unidade produtiva se distancia da fronteira. As DMUs são eficientes quando a ideia de Pareto é satisfeita, isto é, uma unidade localizada na fronteira só será eficiente se não houver a possibilidade de redução de nenhum *input* ou aumentar nenhum *output*, sem que se aumentem, de modo simultâneo outro *input*, ou diminua outro *output*. Nesse sentido, Ramanathan (2003) afirma que uma unidade pode ser verificada como eficiente, de modo inicial, pelo DEA, por aprimorar o desempenho em termos de *outputs*, sem que necessariamente tenha havido melhoria na eficiência no contexto de *outputs*. Em outros termos, uma unidade produtiva que venha a mostrar eficiência, mas não seja tida como referência (*benchmark*) a ser seguida pelas demais unidades, precisa de uma análise criteriosa.

Na literatura clássica, são apresentados dois modelos DEA, um sugerido pelo próprio estudo de Charnes *et al.* (1978), que diz respeito ao modelo com retornos constantes de escala (CCR ou CRS) e leva em consideração a proporção entre

insumos e produtos, e outro sugerido por Banker *et al.* (1984), que deixa de lado a proporcionalidade entre *inputs* e *outputs* propostos no estudo anterior, e enfatizam o aspecto da convexidade, elaborando o modelo de retornos variáveis de escala (VRS). Conforme Coelli *et al.* (1998), os modelos DEA apresentam retornos constantes e variáveis de escala e podem apresentar-se, respectivamente, a partir das formulações (1) e (2):

$Max_{\theta, \lambda}, \text{sujeito a:}$

$$-\theta y_i + Y\lambda \geq 0, x_i - X\lambda \geq 0 \text{ e } \lambda \geq 0 \quad (1)$$

$Max_{\theta, \lambda}, \text{sujeito a:}$

$$-\theta y_i + Y\lambda \geq 0, x_i - X\lambda \geq 0, N_1' \lambda = 1 \text{ e } \lambda \geq 0 \quad (2)$$

Em que: $1 \leq \theta < \infty$ diz respeito ao escore de eficiência técnica bruto das unidades tomadoras de decisão; $(\theta - 1)$ refere-se à elevação proporcional do produto que poderia ser adquirida pela *i*-ésima DMU, mantendo-se constante o uso de insumos. Pela expressão $(\bar{\theta} - 1)$ pode-se obter o montante médio deste lapso de eficiência técnica das DMU's, sendo que $\bar{\theta}$ corresponde a média de θ ; $1/\theta$ representa o escore de eficiência padronizado de uma unidade tomadora de decisão, com variação de zero a um; Y , por outro lado, associa-se ao produto da DMU e X simboliza o insumo. X equivale a matriz de insumos ($n \times k$) e Y reflete a matriz de produtos ($n \times m$); λ apresenta-se como vetor de constantes que multiplica a matriz de insumos e produtos. N_1 representa o vetor ($N \times 1$) de algarismos unitários.

No presente estudo, os escores de eficiência foram estimados para os dois modelos de eficiência técnica (CRS e VRS), bem como para o modelo com eficiência de escala, empregando a orientação do produto, tendo em vista que o objetivo central trata-se de obter resultados que visem à maximização do desenvolvimento dos municípios cearenses, mantendo-se estáveis os níveis de indicadores de insumos no setor de saúde. Este tipo de orientação foi empregado nos estudos de Fonseca e Ferreira (2009) e Queiroz *et al.* (2013). Ademais, a pesquisa em questão concentra-se na melhoria dos resultados no que concerne ao índice de desenvolvimento municipal no segmento de saúde. Esses modelos foram operacionalizados por meio do *software DEAP (Data Envelopment Analysis Program)* na versão 2.1.

Coelli *et al.* (1998) complementam afirmando que se uma unidade apresentar eficiência no modelo com retornos constantes de escala, ela também apresentará

eficiência no modelo com retornos variáveis de escala, contudo, o inverso não se observa. Se o escore de eficiência apresentar distinção em ambos os modelos, a escala será considerada ineficiente. Seiford e Zhu (1999) explicam que isso acontece porque a medida de eficiência técnica que se obtém no modelo CCR é constituída pela medida de eficiência no modelo VRS, também denominada de pura eficiência técnica, e mediante medida de eficiência de escala. Além disso, Gomes (2010) sinaliza que se evidencia a ineficiência de escala quando são verificadas divergências entre tais modelos, e esta pode ser estimada a partir da razão entre o valor da eficiência no modelo com retornos constantes e variáveis de escala.

Salienta-se ainda que, antes da mensuração dos escores de eficiência, aplicou-se um teste proposto por Sousa *et al.* (2005) para identificar possíveis *outliers*, com o intuito de retirá-los da análise, pois, conforme Gomes e Baptista (2004), a presença de observações com valores atípicos na amostra pode comprometer a credibilidade dos resultados. Desta forma, o presente estudo adotou os procedimentos estabelecidos por Sousa *et al.* (2005), ou seja, a princípio, empregou-se o método Jackstrap, que consiste na combinação do teste *Jacknife* junto à reamostragem *Bootstrap*.

Considerou-se um subconjunto de L DMUs escolhidos de forma aleatória e indicados como bolhas. De acordo com Sousa *et al.* (2005), as bolhas devem comportar entre 10% a 20% do tamanho da população. Com base nesse critério, admitiu-se que as bolhas comportem 15% do total de municípios cearenses, que representam 28 DMUs e considerou-se a técnica do *Bootstrap* com 2.000 replicações. No próximo passo, buscou-se construir uma medida *leverage*, que estima a influência de cada unidade tomadora de decisão sobre as outras, em que foram removidas da análise aquelas com influências mais elevadas. Segundo tais autores, o ponto de corte indicado deve se fundamentar na função Heaviside, que leva em consideração os dados extraídos dos *leverages* e o número de DMUs K, como expresso pela formulação (3):

$$P(\tilde{l}_k) = 1, \text{ se } \tilde{l}_k \leq \tilde{l} \log k \text{ e } P(\tilde{l}_k) = 0, \text{ se } \tilde{l}_k > \tilde{l} \log k \quad (3)$$

Em que: $P(\tilde{l}_k)$ é a probabilidade da k-ésima DMU com *leverage* médio não ser *outlier* e o ponto de corte representa o produto entre o *leverage* médio global \tilde{l} e o logaritmo de k .

3.2 VARIÁVEIS CONSIDERADAS

No caso dos insumos, foram considerados os gastos orçamentários com saúde por habitante e os gastos em infraestrutura na função de saúde, que foram representados pela quantidade de estabelecimentos de saúde pública por área (km²) e a quantidade de médicos em estabelecimentos de saúde por habitante, sendo que este último diz respeito ao insumo de recursos humanos. Quanto ao produto, considerou-se o Índice da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (FIRJAN) de Desenvolvimento Municipal (IFDM) para o setor de saúde, haja vista que o referido índice mede o Índice de Desenvolvimento Municipal nesse setor e reflete o resultado de políticas públicas na esfera municipal. A seleção desses *inputs* e *outputs* foi baseada no estudo de Godoy (2014). O período considerado refere ao ano de 2013, dada a disponibilidade e compatibilidade de dados que possibilitam a execução do estudo. O Quadro 1 explicita tais variáveis com suas respectivas fontes.

Quadro 1 - Variáveis selecionadas e fontes dos dados

Variáveis		Fonte
Output	Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM)	Sistema FIRJAN
Inputs	Gastos orçamentários com saúde por habitante	FINBRA
	Quantidade de estabelecimentos de saúde pública municipais por quilômetro quadrado	DATASUS
	Quantidade de médicos em estabelecimentos de saúde por habitante	IPECE

Fonte: Elaborado pelos autores.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

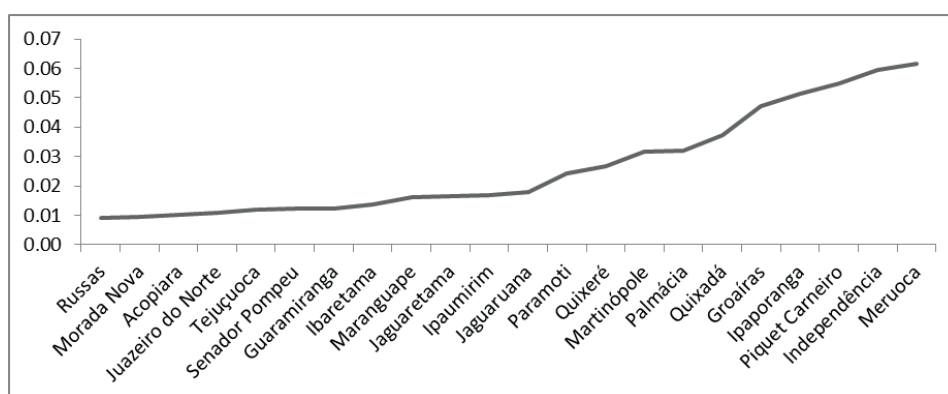
Os resultados são apresentados nessa seção e foram subdivididos em quatro partes. O foco da primeira parte é mostrar os municípios cearenses, apontados como *outliers*, conforme a linha de corte indicada pela função Heaviside, e seus valores dos *leverages*. Na segunda parte, analisa-se a eficiência no gerenciamento público com a saúde, mediante os escores de eficiência técnica e de escala para os municípios cearenses, removendo os *outliers* indicados na primeira parte. Essa análise é agregada segundo as mesorregiões e o PIB *per capita*, respectivamente, na terceira e quarta parte.

4.1 Identificação da presença de *outliers*

Como o método DEA é bastante sensível à presença de *outliers*, torna-se importante identificá-los e removê-los para que a análise dos resultados não fique

comprometida. Para tal, seguindo o critério especificado na metodologia, que foi proposto por Sousa *et al.* (2005), verificou-se que o ponto de corte adotado é 0,0079. Desta forma, constatou-se que, dos 184 municípios cearenses, 22 deles registraram valores que excederam a esse ponto de corte e que, portanto, foram desconsiderados deste estudo. Em termos de mesorregiões cearenses, três deles estão situados no Noroeste, quatro no Norte do Estado, um faz parte da Região Metropolitana de Fortaleza, sete pertencem aos Sertões cearenses, cinco estão localizados na mesorregião Jaguaribe, um no Centro-Sul e outro no Sul cearense. A Figura 1 ilustra tais municípios e seus leverages.

Figura 1 – Distribuição dos *leverages* dos municípios cearenses indicados como *outliers* no tocante à eficiência no gerenciamento público com a saúde.



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Rastreando as informações de *output* e *inputs* dos municípios apontados como *outliers*, descritos na Tabela 1, percebe-se que o índice FIRJAN de desenvolvimento municipal, considerando a dimensão saúde, excedeu a média dos 162 municípios analisados em Morada Nova, Juazeiro do Norte, Tejuçuoca, Senador Pompeu, Guaramiranga, Ibaretama, Maranguape, Jaguaratama, Jaguaruana e Quixeré. Em contrapartida, Martinópolis registrou o valor do *output* bastante aquém da média encontrada nos municípios que fizeram parte da análise, o que gera grande problemática para o município, haja vista que, conforme Barreto e Menezes (2014), a referida cidade vem apresentando elevadas taxas de fecundidade.

Tabela 1 – Valores dos leverages, do *output* e dos *inputs* dos municípios considerados *outliers*

Municípios considerados <i>outliers</i>	Leverages	Variáveis			
		IFDM-Saúde*	Gasto com saúde / hab.	Estabelecimentos / km ²	Médicos / hab.
Russas	0,009	0,7010	378,8306	0,0364	0,0011
Morada Nova	0,009	0,8900	283,1600	0,0171	0,0009
Acopiara	0,010	0,6335	274,7379	0,0153	0,0006
Juazeiro do Norte	0,011	0,7726	294,5758	1,3505	0,0015
Tejuçuoca	0,012	0,8198	364,3300	0,0187	0,0008
Senador Pompeu	0,012	0,8762	432,8069	0,0274	0,0009
Guaramiranga	0,012	0,8258	870,0125	0,1009	0,0038
Ibaretama	0,014	0,7692	335,6353	0,0138	0,0010
Maranguape	0,016	0,8889	283,1432	0,0979	0,0013
Jaguaretama	0,016	0,8683	375,1085	0,0060	0,0009
Ipauimirim	0,017	0,6882	351,0660	0,0228	0,0011
Jaguaruana	0,018	0,8904	348,6435	0,0284	0,0009
Paramoti	0,024	0,6997	372,9515	0,0154	0,0004
Quixeré	0,027	0,8055	493,0254	0,0162	0,0006
Martinópolis	0,031	0,4769	340,8519	0,0254	0,0006
Palmácia	0,032	0,7100	290,0627	0,0736	0,0009
Quixadá	0,037	0,7190	375,9273	0,0469	0,0010
Groaíras	0,047	0,7205	394,4934	0,0577	0,0007
Ipaporanga	0,051	0,6438	410,1173	0,0142	0,0010
Piquet Carneiro	0,055	0,7058	343,3387	0,0139	0,0007
Independência	0,059	0,7312	321,8417	0,0056	0,0010
Meruoca	0,062	0,6918	357,5120	0,0834	0,0010

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: * Refere-se ao índice FIRJAN de desenvolvimento municipal, considerando a dimensão saúde.

Pela ótica dos *inputs*, nota-se que as diferenças mais expressivas ocorreram nos municípios de Juazeiro do Norte, que exibiu uma relação de estabelecimentos de saúde pública por km² bem superior à média dos municípios considerados neste estudo e Guaramiranga, que registrou o gasto com saúde *per capita* muito acima da média obtida pelos municípios analisados. Esses valores atípicos podem ter contribuído para que tais municípios fossem apontados como *outliers*. A respeito de Guaramiranga, Oliveira (2012) também verificou que tal município registrou o maior gasto em 2008 e 2010, sem obter, porém grandes variações nos indicadores de saúde em relação aos outros municípios.

4.2. Análise dos escores de eficiência para os municípios cearenses

A Tabela 2 expõe os resultados das principais estatísticas descritivas das variáveis empregadas no modelo DEA. Conforme se observa, a maior heterogeneidade

é evidenciada pelas variáveis de *input* que captam a infraestrutura na função de saúde, sendo que a mais expressiva é a quantidade de estabelecimentos de saúde pública por km², em que o município de Aiuaba, com uma área de 2.434,4 km², dispõe apenas de 12 estabelecimentos de saúde pública. Por outro lado, a capital cearense possui 4.583 estabelecimentos de saúde pública para uma área de 313,1 km², resultando em uma relação de 14,3 estabelecimentos por km², ao passo que, em termos médios, essa relação é de 0,14.

No tocante à quantidade de médicos *per capita*, também se percebe uma elevada variabilidade, visto que o município de Senador Sá possui somente dois médicos para atender uma população constituída por 7.210 habitantes, o que representa uma relação de 0,0003, enquanto Barbalha dispõe de 310 médicos para dar assistência a uma população formada por 57.818 habitantes, correspondendo a uma relação de 0,0054. Em relação ao gasto *per capita* com saúde, em média, os municípios dispendem R\$380,50 por habitante, sendo que o município de Boa Viagem destina apenas R\$142,14 por pessoa para a saúde, ao passo que Barbalha gasta R\$1.157,39 por habitante.

A menor variabilidade ocorre com o índice FIRJAN de desenvolvimento municipal, considerando a dimensão saúde, sendo que Ararendá e Iguatu apresentam, respectivamente, o menor e o maior valor obtido. Em média, esse índice perfaz 0,75.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na mensuração dos escores de eficiência técnica do IFDM-Saúde para os municípios cearenses em 2013

Variáveis	Mínimo	Média	Máximo	Desvio padrão	CV*(%)
IFDM-Saúde	0,4768	0,7496	0,9473	0,0891	11,8868
Gasto com saúde / hab.	142,1419	380,5002	1.157,3932	115,8030	30,4344
Estabelecimentos / km ²	0,0049	0,1411	14,2995	1,1229	796,0673
Médicos / hab.	0,0003	0,0009	0,0054	0,0005	57,2057

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: * Representa o coeficiente de variação.

Tendo em vista que o modelo DEA se refere a um método determinístico, qualquer valor distinto da unidade (que corresponde à eficiência máxima) pode ser considerado como ineficiente, conforme Souza *et al.* (2011), fazendo com que se proceda a uma classificação incorreta. Desta forma, para se eliminar esse problema, adotou-se o procedimento estatístico de *Bootstrap* recomendado por tais autores, seguindo o estudo de Efron (1987).

Os dados da Tabela 3 revelam os intervalos de confiança a 95% de probabilidade

para as médias dos escores de eficiência padronizado do IFDM-Saúde nos municípios cearenses e do acréscimo proporcional no IFDM-Saúde que um determinado município pode obter sem alterar os insumos utilizados, admitindo o processo de reamostragem de 1.000 interações. Como se percebe, o escore de eficiência padronizado (E) mostrou-se mais heterogêneo no modelo com retornos constantes à escala (CRS) do que nos modelos com retornos variáveis (VRS) e de eficiência de escala. Essa inferência também foi constatada no estudo de Barbosa e Sousa (2015), que avaliaram a eficiência técnica e de escala do Índice de Desempenho do Sistema Único de Saúde (IDSUS) nos municípios do Nordeste brasileiro.

Verifica-se que, no modelo CRS, os escores de eficiência técnica do IFDM-Saúde se distribuem, em média, entre 0,53 e 0,59 e o acréscimo do IFDM-Saúde pode variar, em média de 88% a 112%, mantendo-se inalterado o uso dos insumos. Ao se considerar a pressuposição de retornos variáveis à escala, após 1.000 interações, tem-se que, em termos médios, os escores de eficiência técnica do IFDM-Saúde ficam no intervalo entre 0,82 e 0,85 e um aumento entre 19% a 24% no IFDM-Saúde faz com que os municípios cearenses ineficientes passem a fazer parte da fronteira de retornos variáveis.

Quanto à eficiência de escala, nota-se que seu crescimento do IFDM-Saúde pode modificar, em média, entre 64% a 69%, dados os insumos de que dispõem, ao passo que seus níveis de eficiência variam entre 0,64 e 0,69, admitindo a reamostragem de 1.000 interações. Isso significa dizer que o IFDM-Saúde nos municípios cearenses pode melhorar significativamente caso passem a adotar os insumos na escala adequada.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas e intervalos de confiança dos escores de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS), com retornos variáveis à escala (VRS) e dos escores de eficiência de escala do IFDM-Saúde para os municípios cearenses em 2013

Estatísticas descritivas de $E = 1/\theta$ e $\theta - 1$ *	Eficiência técnica				Eficiência de escala	
	CRS		VRS		E	$\theta - 1$
	E	$\theta - 1$	E	$\theta - 1$		
Mínimo	0,15	0,00	0,53	0,00	0,16	0,00
Máximo	1,00	5,80	1,00	0,87	1,00	5,17
Desvio padrão	0,18	0,78	0,11	0,17	0,17	0,59
Coefficiente de variação (%)	32,23	77,81	12,53	79,20	25,01	93,30
Média observada	0,56	1,00	0,84	0,21	0,66	0,64
Intervalos de confiança (95%) da média de E e $\theta - 1$						
Mínimo	0,53	0,88	0,82	0,19	0,64	0,56
Máximo	0,59	1,12	0,85	0,24	0,69	0,73

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: * $E = 1/\theta$ representa o escore de eficiência padronizado de uma DMU e $\theta - 1$ refere-se ao aumento proporcional no IFDM-Saúde, que pode ser obtido pela i -ésima DMU, mantendo-se constante o uso dos insumos.

A distribuição das frequências absolutas e relativas dos municípios cearenses em classes de eficiências técnica e de escala do IFDM-Saúde, sob a orientação produto, é indicada na Tabela 4. Como se observa, dos 162 municípios analisados, somente sete (Aiuaba, Boa Viagem, Miraíma, Mombaça, Senador Sá, Varjota e Viçosa do Ceará), que representa 4,32%, obtiveram a máxima eficiência para esse setor, sob a pressuposição de retornos constantes à escala. A esse respeito, é válido ressaltar que embora os municípios de Aiuaba, Senador Sá e Boa Viagem tenham registrado, respectivamente, as menores relações de estabelecimentos de saúde pública por km², de médicos por habitante e de gastos com saúde por habitante, tais municípios estão gerenciando seus recursos da forma mais eficiente possível.

Por outro lado, 41,36% dos municípios cearenses tiveram medida de eficiência do IFDM-Saúde abaixo de 0,50, sendo que os escores de eficiência obtidos por Eusébio, Sobral e Barbalha não chegaram nem a 0,25. Isso indica que não necessariamente uma maior eficiência ocorre nos municípios que estejam dispendendo mais com saúde, como é o caso de Barbalha, que se destacou como o município com maior gasto com saúde por habitante e que dispõe de mais médicos *per capita*, porém registrou um dos menores escores de eficiência, no modelo CRS. Essa inferência também pode ser observada no estudo de Queiroz *et al.* (2013) com os municípios do estado do Rio Grande do Norte, ao constatarem que o município mais ineficiente no gasto com a saúde foi o que realizou o maior dispêndio, sinalizando que a ineficiência do gasto público municipal está relacionada à gestão dos recursos.

Ao se adicionar uma restrição de convexidade, percebe-se que nenhum município avaliado possui escore de eficiência inferior a 0,50. Em contrapartida, 9,88% dos municípios cearenses, que corresponde a 16, mostraram-se plenamente eficientes, ou seja, nove municípios a mais do que no modelo CRS (General Sampaio, Iguatu, Irauçuba, Itarema, Parambu, Pentecoste, Pires Ferreira, Potiretama e Solonópole) encontram-se na fronteira de retornos variáveis, porém não fazem parte da fronteira de retornos constantes. Portanto, tais municípios não detêm problemas de uso excessivo de insumos, mas possuem problemas que dizem respeito à escala inadequada de produção.

Tabela 4 – Distribuições das frequências absolutas e relativas dos municípios cearenses, conforme intervalos de medidas de eficiência técnica e de escala do IFDM-Saúde em 2013

Medidas de eficiência	Eficiência Técnica				Eficiência de Escala	
	CRS		VRS		fi	%
	fi	%	fi	%		
$E < 0,25$	3	1,85	0	0,00	1	0,62
$0,25 \leq E < 0,50$	64	39,51	0	0,00	27	16,67
$0,50 \leq E < 0,75$	72	44,44	29	17,90	85	52,47
$0,75 \leq E < 1,0$	16	9,88	117	72,22	42	25,93
$E = 1,0$	7	4,32	16	9,88	7	4,32
Total	162	100,00	162	100,00	162	100,00

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Quanto à eficiência de escala, constata-se que a maioria dos municípios estudados (95,68%) teve ineficiência de escala, uma vez que registrou escores de eficiência de escala abaixo de um. Os dados revelam que essa ineficiência é dada pela presença de retornos decrescentes à escala, ou seja, o aumento da produção ocorre devido aos custos médios crescentes. Tais evidências foram similares às encontradas nos estudos de Silva e Vidal (2008) e Passoni e Gomes (2014), que constataram a predominância de estados e municípios com retornos decrescentes à escala, ao analisarem, respectivamente, os níveis de eficiência nos serviços de saúde pública na região Norte e a eficiência dos gastos municipais com saúde para uma amostra de municípios paulistas.

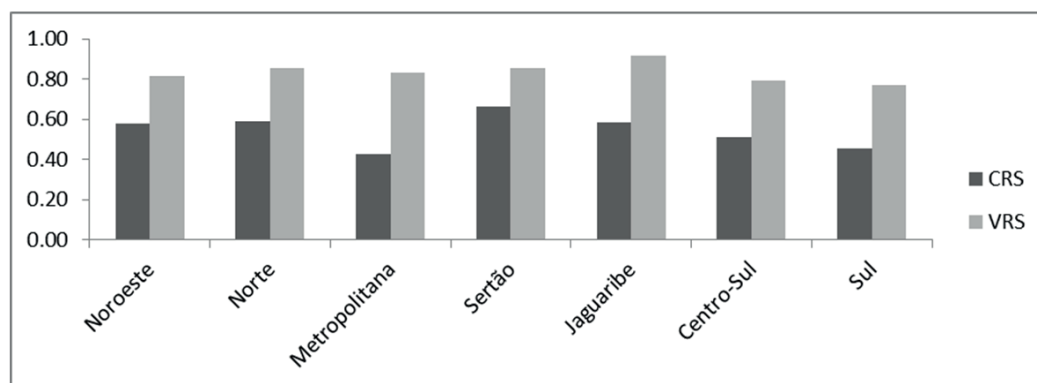
4.3. Análise dos escores de eficiência técnica média segundo as mesorregiões cearenses

Conforme descrito, nesta parte, são ilustrados os escores de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS) e retornos variáveis à escala (VRS), em termos médios, do IFDM-Saúde agregados para as sete mesorregiões cearenses: Noroeste, Norte, Metropolitana de Fortaleza, Sertões, Jaguaribe, Centro-Sul e Sul. Assim como a análise municipal, percebe-se que, em todas as mesorregiões, quando se inclui uma restrição de convexidade, os escores de eficiência registram maiores valores (Figura 2).

Ao se comparar os escores de eficiência do modelo CRS entre a mesorregião Metropolitana de Fortaleza (RMF) com as demais mesorregiões, é perceptível por essa figura que os escores médios de eficiência técnica dos municípios que fazem parte da RMF são diferentes dos índices médios de eficiência técnica dos municípios pertencentes às mesorregiões Noroeste, Norte, Sertões e Jaguaribe. Esses resultados

são confirmados pelo teste t, mostrado na Tabela 5. Portanto, os escores de eficiência são significativamente diferentes com 95% de confiança. Entretanto, ao contrário do esperado, a RMF obteve, em média, escores de eficiência técnica no modelo CRS inferiores às demais mesorregiões. Isso pode estar associado ao fato da RMF não ter apresentado nenhum município que esteja alocando seus recursos de forma totalmente eficiente. Ademais, segundo Machado Junior *et al.* (2011), como a RMF detém um pouco mais da metade da população do Estado, a quantidade de delitos, como homicídios e lesões corporais, pode influenciar negativamente o índice de desenvolvimento no setor de saúde. Para esses autores, dos seis municípios cearenses menos eficientes, três deles (Caucaia, Maracanaú e Eusébio) localizam-se na RMF. Este resultado é confirmado neste estudo, em que Maracanaú e Eusébio aparecem no *ranking* dos oito com menores escores de eficiência. Barbosa e Sousa (2015) também corroboram o baixo grau de eficiência do SUS nos municípios de Maracanaú e Eusébio, em que tais municípios tiveram escores de eficiência menores que a média em mais de um desvio padrão. Por outro lado, dos sete municípios que obtiveram a máxima eficiência neste modelo, quatro deles (Miraíma, Senador Sá, Varjota e Viçosa do Ceará) se localizam na mesorregião Norte e três (Aiuaba, Boa Viagem e Mombaça) nos Sertões cearenses.

Figura 2 – Distribuição dos escores de eficiência técnica média do IFDM-Saúde por mesorregiões cearenses em 2013



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

No modelo com retornos variáveis de escala (VRS), conforme se observa pela Figura 2, os escores médios de eficiência técnica dos municípios sediados na RMF são distintos dos índices médios de eficiência técnica dos municípios localizados nas mesorregiões Jaguaribe e Sul cearense, sendo corroborado pelo teste t (Tabela 5). Desta forma, constata-se que os escores de eficiência são significativamente diferentes com 95% de confiança.

Tabela 5 – Testes para comparação de médias e de variâncias dos escores de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS) e com retornos variáveis à escala (VRS) do IFDM-Saúde nas mesorregiões cearense em 2013

Medidas de eficiência	Mesorregiões	Mesorregiões	Teste T de Comparação de Médias		Teste de Levene	
			Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
CRS	Região Metropolitana de Fortaleza	Noroeste	-2,088	0,050	0,032	0,859
		Norte	-2,487	0,015	0,603	0,440
		Sertão	-3,475	0,002	0,336	0,566
		Jaguaribe	-2,767	0,011	0,638	0,432
		Centro-Sul	-1,553	0,144	4,792	0,040
		Sul	-0,544	0,590	0,247	0,622
VRS	Região Metropolitana de Fortaleza	Noroeste	0,370	0,717	8,010	0,011
		Norte	-1,013	0,324	2,849	0,096
		Sertão	-0,859	0,397	2,888	0,099
		Jaguaribe	-3,416	0,002	0,123	0,729
		Centro-Sul	1,041	0,311	7,071	0,015
		Sul	2,124	0,041	0,664	0,421

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

No tocante ao teste de Levene, verifica-se que, com exceção do Centro-Sul, todas as demais amostras possuem variâncias homocedásticas no modelo CRS. Quando se admite a pressuposição de retornos variáveis à escala, nota-se que os escores de eficiência dos municípios da RMF e do Jaguaribe e do Sul são constantes.

4.4. Análise dos escores de eficiência média segundo o PIB *per capita*

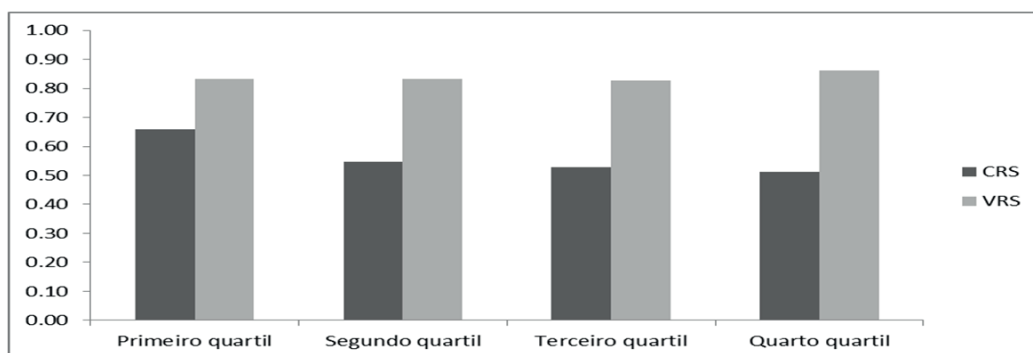
Os escores de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS) e retornos variáveis à escala (VRS) também foram agregados, em termos médios, segundo os quartis de PIB *per capita*. Essa abordagem foi baseada na distribuição dos municípios em quatro grupos iguais¹, conforme seu PIB *per capita*, sendo inspirada no estudo desenvolvido por Zoghbi *et al.* (2011). Seguindo este estudo, considerou-se no primeiro quartil o grupo de municípios com menor PIB *per capita* e o quarto quartil com maior PIB *per capita*. O primeiro quartil apresentou PIB *per capita* médio de R\$ 4.548,34. No segundo quartil, o PIB *per capita* médio foi de R\$5.276,84, enquanto no terceiro quartil foi de R\$6.341,77 e no quarto quartil foi de R\$11.882,34.

Como se observa pela Figura 3, no modelo com retornos constantes de escala (CRS), em termos médios, o quarto quartil foi o mais ineficiente. Embora na literatura sejam mais comuns estudos que indicam uma relação positiva entre valores do PIB e os escores de eficiência, como são os casos, por exemplo, dos trabalhos desenvolvidos

1. Consideraram-se 40 municípios em cada quartil, sendo que o último quartil apresentou 42 municípios.

por Lionel (2015), Novignon (2015) e Barbosa e Sousa (2015), o resultado obtido neste presente estudo corrobora com o encontrado por Zoghbi *et al.* (2011) para a educação nos municípios paulistas. Isso sinaliza que não necessariamente os municípios com melhores condições econômicas, captadas pelo PIB *per capita*, estão gerenciando os recursos públicos de forma mais eficiente. No caso do modelo VRS, a diferença entre o quarto quartil e os demais foi de apenas 0,03. Para testar se há diferença de médias dos escores de eficiência entre o quartil com maior PIB *per capita* e os demais grupos, aplicou-se o teste t de diferença de médias, cujos resultados se encontram na Tabela 6.

Figura 3 – Distribuição dos escores de eficiência técnica média do IFDM-Saúde por quartil de PIB *per capita* em 2013



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Os dados da Tabela 6 mostram que há diferença significativa de médias dos escores de eficiência, com 95% de confiança, no modelo CRS, entre o quartil mais rico e o quartil com menor PIB *per capita*. Verifica-se ainda que não se rejeita a hipótese nula de igualdade de médias entre os demais quartis. Em relação ao teste de Levene, constata-se que, em todas as situações analisadas, os escores de eficiência com retornos constantes e com retornos variáveis à escala possuem variâncias homocedásticas.

Tabela 6 – Testes para comparação de médias e de variâncias dos escores de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS) e com retornos variáveis à escala (VRS) do IFDM-Saúde por quartil de PIB *per capita* em 2013

Medidas de eficiência	Quartis	Quartis	Teste T de Comparação de Médias		Teste de <u>Levene</u>	
			Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
CRS	Quarto	Primeiro	-3,758	0,000	0,051	0,821
		Segundo	-0,826	0,411	0,006	0,936
		Terceiro	-0,438	0,662	1,974	0,164
VRS	Quarto	Primeiro	1,328	0,188	1,974	0,164
		Segundo	1,321	0,190	3,063	0,084
		Terceiro	1,758	0,083	1,020	0,316

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados sinalizam que, dos 162 municípios cearenses analisados nesta pesquisa, apenas sete estão utilizando de maneira totalmente racional os recursos, adquirindo nível ótimo de eficiência, considerando o modelo de retornos constantes de escala. Tendo em vista esse tipo de modelo sob a ótica do produto e admitindo um intervalo de 95% de probabilidade, os dados indicam que, em termos médios, os municípios cearenses podem aumentar o Índice de FIRJAN de Desenvolvimento Municipal de Saúde (IFDM-Saúde) entre 88% e 112%, sem a necessidade de alteração na quantidade utilizada de insumos.

Ao adicionar uma restrição de convexidade, observou-se que nove municípios cearenses não se encontravam na fronteira de retornos constantes de escala, porém passam a se situar na fronteira com retornos variáveis. Em outras palavras, os referidos municípios não apresentam limitações em relação ao uso exagerado de insumos, contudo, defrontam-se com dificuldades quanto à escala imprópria de produção. Nesta situação, o IFDM-Saúde pode apresentar uma variação positiva de 19% a 24%, dado o intervalo de 95% de probabilidade para que os municípios ineficientes passem a compor a fronteira de retornos variáveis.

Os escores de eficiência técnica média por mesorregiões cearenses apontaram Sertões como a de maior eficiência, enquanto a Região Metropolitana de Fortaleza mostrou-se como a menos eficiente, no modelo com retornos constantes de escala. Sob a pressuposição de retornos variáveis, a mesorregião Jaguaribe obteve destaque quanto aos escores de eficiência técnica. Em contrapartida, a mesorregião Centro-Sul registrou a menor eficiência. Ademais, a partir da análise dos escores de eficiência técnica dos municípios cearenses conforme o PIB *per capita*, observou-se que os municípios mais ricos não são, por regra, destaques no gerenciamento eficiente dos recursos públicos, ao passo que os menos providos de renda tiveram uma melhor gestão de insumos.

O estudo procurou avaliar a gestão pública com a saúde nos municípios cearenses. Tal exercício pode ser utilizado como suporte para a administração pública do Estado, na medida em que a referente pesquisa apresentou informações relevantes quanto aos municípios e mesorregiões que podem servir como exemplos a serem seguidos para os demais. É importante destacar, porém, que o estudo não mostrou os indicadores de ineficiência nem os fatores determinantes para a eficiência na gestão pública dos municípios cearenses no segmento de saúde, sendo importantes futuras pesquisas com esses enfoques.

REFERÊNCIAS

ALVES, L. A.; COSTA, L. D. Avaliação da eficiência na Atenção Básica à Saúde nos municípios do estado do Espírito Santo. In: Encontro da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração, 37, 2013. **Anais...** Rio de Janeiro: EnANPAD, 2013.

BANKER, R. D.; CHARNES, H.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. **Management Science**, v. 30, n. 9, p. 1078-1092, 1984.

BARBOSA, W. F.; SOUSA, E. P. Eficiência técnica e de escala do Sistema Único de Saúde nos municípios do Nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 46, n. 3, p. 99-113, 2015.

BARRETO, F. A. F. D.; MENEZES, A. S. B.. **Desenvolvimento Econômico do Ceará: evidências recentes e reflexões**. 01. ed. Fortaleza: IPECE, 2014. v. 01. 402p.

BENEGAS, M.; SILVA, F. G. F. Estimação da eficiência técnica do SUS nos estados brasileiros na presença de insumos não-discricionários. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 68, n.2, p. 171-196, 2014.

BENNEVAN, J. SUNNETCI, M.E.C. A. Data envelopment analysis of national healthcare systems and their relative efficiencies. International Conference on Computers and Industrial Engineering, 251-261. Alexandria, Egypt. 2007.

BORTOLOTTI, M. A.; PALUCH, N. C. C.; CLEZER, E. A. Índice de FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM) e o investimento público em saúde: uma análise nos municípios que compõem a Associação dos Municípios Centro Sul do Paraná (AMCESPAR) no período de 2005-2010. In: Jornada de Pesquisas Econômicas, 4, 2013. **Anais...** Horizontina, RS: JOPEC, 2013.

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

CHAVES, A. C. A; THOMAZ, A. C. F. Gestão Pública e Pesquisa Operacional: avaliação de desempenho em Agências da Previdência Social. **Revista do Serviço Público**, Brasília, v. 59, n. 2, p. 221-236, 2008.

COELLI, T.; RAO, D. S. P.; BATTESE, G. E. An introduction to efficiency and productivity analysis. **Norwell: Kluwer Academic**, 1998.

COELLI, T. A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program. **CEPA Working Paper 96/08**. Australia: University of New England, 2008.

COOPER, W.; SEIFORD, L.M.; ZHU, J. Handbook on Data Envelopment Analysis (International Series in Operations Research & Management Science). Springer, 2004.

DIAS, R. H. Eficiência da Atenção Primária à Saúde nos municípios brasileiros. 2010. 49p. **Dissertação (Mestrado em Economia do Setor Público)** – Universidade de Brasília, Brasília, 2010.

EFRON, B. Better bootstrap confidence intervals. **Journal of the American Statistical Association**, v. 82, p. 171-185, 1987.

ERVILHA, G. T.; ALVES, F. F.; GOMES, A. P. Desenvolvimento municipal e eficiência dos gastos públicos na Bahia: uma análise do IFDM a partir da metodologia DEA. In: Encontro de Economia Baiana, 9, 2013. **Anais...** Salvador, BA: Desenbahia/SEI, v. 1. p. 106-126, 2013.

FARREL, M.J. The measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series A, part III, p. 253-290, 1957.

FIGUEIREDO, L.; NORONHA, K. V.; ANDRADE, M. V. Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 90: uma análise para os estados. **Texto para discussão** Nº 219. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2003.

FONSECA, P. C.; FERREIRA, M. A. M. Investigação dos níveis de eficiência na utilização de recursos no setor de saúde: uma análise das microrregiões de Minas Gerais. **Saúde e Sociedade**, v. 18, n. 2, p.199-213, 2009.

GADELHA, C. A. G.; COSTA, L. S. Saúde e desenvolvimento no Brasil: avanços e desafios. **Saúde Pública**. São Paulo, v. 46, Supl.1, p. 13-20, 2012.

GODOY, D. V. Eficiência na gestão pública municipal em educação e saúde. XIX. **Prêmio do Tesouro Nacional**, 2014.

GOMES, A. P.; BAPTISTA, A. J. M. S. Análise Envoltória de Dados. In: SANTOS, M. L., VIEIRA, W.C. (ed.) **Métodos Quantitativos em Economia**. Viçosa, MG: UFV, p. 121-160, 2004.

GOMES, C. S. Eficiência dos sistemas municipais de educação no Estado de São Paulo. **Dissertação (Mestrado em Economia)**. Faculdade de Administração, Economia e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, 2010. 85p.

GUIMARÃES, R. Pesquisa em saúde no Brasil: contexto e desafios. **Saúde Pública**. São Paulo, v. 40 (Esp.), p. 3-10, 2006.

GUPTA, S.; SCHWARTZ, G.; TAREQ, S.; ALLEN, R.; ADENAUER, I.; FLETCHER, K.; LAST, D. Fiscal Management of Scale-Up Aid. **International Monetary Fund Working Paper** No. 07/222, 2007.

JUBRAN, A. J. **Modelo de análise de eficiência na administração pública**: um estudo aplicado às prefeituras brasileiras usando Análise Envoltória de Dados. 2006. 226f. Tese (Doutorado em Engenharia). Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, 2006.

LIONEL, D. T. Determinants of health spending efficiency: a Tobit Panel Data approach based on DEA efficiency scores. *Acta Universitatis Danubius. **Economica***, v. 11, n. 4, p. 56-71, 2015.

MACHADO JUNIOR, S.P.; IRFFI, G.; BENEGAS, M. Análise da Eficiência Técnica dos Gastos com Educação, Saúde e Assistência Social dos Municípios Cearenses. **Planejamento e Políticas Públicas**. Brasília, v. 1, n. 36, p.87-113, jan. 2011.

MAIA, A.; VALLE, A. R.; FROSSARD, L. B. M.; CAMPOS, L. K.; MÉLO, L.; CARVALHO, M. A. A importância da melhoria da qualidade do gasto público no Brasil - propostas práticas para alcançar este objetivo. In: Congresso Consad de Gestão Pública, 2, 2009. **Anais...** Brasília, 2009.

MALENA, D. C. D. C. Q., BATISTA FILHO, J. A., OLIVEIRA, J. H.; CASTRO, D. T. Análise situacional da eficiência do gasto público com despesas administrativas no governo do Estado do Tocantins. Congresso CONSAD de Gestão Pública, 6, 2013. **Anais...**, Brasília, 2013.

MAZON, L. M.; MASCARENHAS, L. P. G.; DALLABRIDA, V. R. Eficiência dos gastos públicos em saúde: desafio para municípios de Santa Catarina, Brasil. **Saúde e Sociedade**. São Paulo, v.24, n.1, p.23-33, 2015.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F. Gasto público, tributos e desigualdade de renda no Brasil. **Texto para Discussão n. 1844**. Brasília: IPEA, 2013.

NOVIGNON J. On the efficiency of public health expenditure in Sub-Saharan

Africa: Does corruption and quality of public institutions matter? Munich Personal **RePEc Archive Paper** No. 39195, 2015. Disponível em: <<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/39195/>>. Acesso em: 05 de outubro de 2016.

OLIVEIRA V. L. F. **Análise de eficiência técnica dos gastos públicos com saúde no estado do Ceará na microrregião de Baturité**. Fortaleza. 44p. 2012. Dissertação (Mestrado em Economia do Setor Público) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2012.

OMS – ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. Diminuindo diferenças: a prática das políticas sobre determinantes sociais da saúde. **Documento de discussão**. Rio de Janeiro: Conferência Mundial sobre Determinantes Sociais da Saúde, 2011, 47p.

PASSONI, P. F. M.; GOMES, A. L. Análise de eficiência dos gastos municipais com saúde para uma amostra de municípios de São Paulo. In: XI Encontro Nacional de Economia da Saúde e VI Congresso de Economia da Saúde da América Latina e Caribe, 2014, São Paulo. XI Encontro Nacional de Economia da Saúde, 2014.

PEÑA, C. R. Um modelo de avaliação da eficiência da administração pública através do método de análise envoltória de dados (DEA). **Revista de Administração Contemporânea**. Curitiba, v. 12, n. 1, p. 83-106, 2008.

PRATA, P. R. Desenvolvimento Econômico, Desigualdade e Saúde. **Cadernos de Saúde Pública**. Rio de Janeiro, v. 10, n. 3, p. 387-391, 1994.

QUEIROZ, M. F. M.; SILVA, J. L. M.; FIGUEIREDO, J. S.; VALE, F. F. R. Eficiência no gasto público com saúde: uma análise nos municípios do Rio Grande. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza, v. 44, n. 3, p. 761-776, 2013.

RAMANATHAN, R. **An Introduction to Data Envelopment Analysis: a tool for performance measurement**. 1. ed. New Delhi: Sage Publications, 2003.

REIS, P. R. C.; SILVEIRA, S. F. R.; BRAGA, M. J. Previdência social e desenvolvimento socioeconômico: impactos nos municípios de pequeno porte de Minas Gerais. **Revista de Administração Pública**. Rio de Janeiro, v. 47, n. 3, p. 623-646, 2013.

REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÃO PARA A SAÚDE - RIPSAs. **Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações**. Rede Interagencial de Informação para a Saúde - RIPSAs. 2. ed. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2008. 349 p.

SEIFORD, L.M.; ZHU, J. An investigation of returns to scale in data envelopment analysis. **Omega – The Journal of Management Science**, v.27, n.1, p. 1-11, 1999.

SILVA, F. L. G. **Análise da eficiência técnica dos gastos públicos com saúde no estado do Ceará**. 2010. 55f. **Dissertação (Mestrado Profissional em Economia)** - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza - CE, 2010.

SILVA, R. G.; VIDAL, M. B. Níveis de eficiência nos serviços de saúde na região Norte. RDE. **Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 10, p. 156-165, 2008.

SISTEMA DE INFORMAÇÕES SOBRE ORÇAMENTOS PÚBLICOS EM SAÚDE – SIOPS. **Indicadores municipais**. Disponível em <<http://siops-asp.datasus.gov.br/>>. Acesso em: 10 de outubro de 2016.

SOUSA, M. C. S.; CRIBARI NETO, F.; STOSIC, B. D. Explaining DEA technical efficiency scores in an outlier corrected environment: the case of public services in Brazilian municipalities. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 25, n. 2, p. 287-313, 2005.

SOUZA, P. T. S.; WILHELM, V. E. Uma introdução aos modelos DEA de eficiência técnica. Tuiuti: **Ciência e Cultura**. Curitiba, n. 42, p. 121-139, 2009.

SOUZA, U. R.; BRAGA, M. J.; FERREIRA, M. A. M. Fatores associados à eficiência técnica e de escala das cooperativas agropecuárias paranaenses. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Piracicaba, SP, v. 49, n.3, p. 573-598, 2011.

TRAVASSOS, C.; OLIVEIRA, E. X. G.; VIACAVAL, F. Desigualdades geográficas e sociais no acesso aos serviços de saúde no Brasil: 1998 e 2003. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 11, n. 4, p. 975-986, 2006.

TROMPIERI NETO, N.; LOPES, D. A. F.; BARBOSA, M. P.; HOLANDA, M. Determinantes da eficiência dos gastos públicos municipais em educação e saúde: o caso do Ceará. In: CARVALHO, E. B. S.; HOLANDA, M. C.; BARBOSA, M. P (Org.). **Economia do Ceará em Debate 2008**. Fortaleza: IPECE, p. 57-72, 2009.

VIANAA. L. D.; ELIAS. P. E. M. Saúde e desenvolvimento. **Ciência & Saúde Coletiva**. Rio de Janeiro, v. 12 (Supl.), p. 65-77, 2007.

ZOGHBI, A. C.; MATOS, E.; ROCHA, F; ARVATE, P. Uma análise da eficiência nos gastos em educação fundamental para os municípios paulistas. **Planejamento e Políticas Públicas**. Rio de Janeiro, IPEA, n. 36, p. 9-61, 2011.

COORDENAÇÃO INTERFEDERATIVA NO INCENTIVO À EDUCAÇÃO: O CASO DO ESTADO DO CEARÁ

Diego Carneiro*

Guilherme Irffi**

RESUMO

A divisão de responsabilidades entre os entes federados pode constituir uma barreira a implementação de políticas de abrangência nacional que exijam um esforço coordenado entre diferentes instâncias administrativas. Nesse contexto, a vinculação orçamentária tem se mostrado um instrumento eficaz para disciplinar esses interesses de modo a induzir um comportamento cooperativo. Dessa forma, o presente estudo propõe-se a examinar dois arquétipos de vinculação orçamentária efetivados no estado do Ceará, testando sua eficácia em aumentar a proficiência dos alunos de suas redes municipais de ensino por meio da indução de um comportamento proativo dos agentes políticos locais. Em um deles, a transferência de recursos estava vinculada a proporção de gasto com educação e no segundo ao atingimento de resultados em avaliações externas. Para tanto, utilizou-se os dados do SAEB/Prova Brasil para estimar dois modelos de diferenças em diferenças tendo como marco do tratamento a aprovação das referidas legislações e como grupo de controle, estudantes potiguares e paraibanos. As estimações sugerem que o modelo que premia o gasto não foi eficiente na melhora do indicador educacional enquanto que a segunda intervenção levou a um aumento médio de 2% nas notas dos alunos cearenses. Portanto, conclui-se que a definição de uma meta objetiva é essencial para que o incentivo seja bem-sucedido. O modelo cearense pode servir de base para a reformulação de políticas no âmbito nacional, em particular o FUNDEB, com grandes ganhos potenciais.

Palavras-Chave: Avaliação de Impacto, ICMS, Ceará, Diferenças em Diferenças.

*Doutorando em Economia pelo CAEN/UFC.

Avenida de Universidade, 2700 – 2o Andar, Benfica – Fortaleza/CE | Tel: (85) 3366.7751 | e-mail: dr.carn@gmail.com

** Professor Adjunto e Pesquisador do CAEN/UFC.

Avenida de Universidade, 2700 – 2o Andar, Benfica – Fortaleza/CE | Tel: (85) 3366.7751 | e-mail: guidirffi@gmail.com

ABSTRACT

The sharing of responsibilities between federal entities can be a barrier to implementation of nationwide policies that require a coordinated effort between different administrative bodies. In this context, the budget linkage has proved an effective instrument for disciplining those interests in order to induce cooperative behavior. Thus, this study aims to examine two budget linking archetypes effected in the state of Ceará, testing its effectiveness in increasing student's proficiency of their municipal education networks through the induction of a proactive behavior of local politicians. In one, the transfer of funds was linked to the proportion of spending on education and in the second the results of achievement in external evaluations. Therefore, we used data from the SAEB / Prova Brasil to estimate two models of difference in differences being the turning point of the treatment approval of those laws and as a control group, potiguar and paraibanos students. The estimates suggest that the model that rewards spending was not efficient in improving the educational indicator while the second intervention led to an average increase of 2% in the notes of Ceará students. Therefore, it is concluded that the definition of an objective goal is essential for the encouragement to succeed. The Ceará's model can serve as a basis for the reformulation of policies at the national level, in particular FUNDEB, with large potential gains.

Keywords: Impact Evaluation, ICMS, Ceará, Differences in Differences.

1 INTRODUÇÃO

A literatura que trata sobre o crescimento econômico das nações já vem há algumas décadas demonstrando teoricamente e ratificando empiricamente a importância central da aquisição de conhecimento por parte dos membros de uma sociedade para subsidiar seu desenvolvimento econômico de longo prazo. A inovação, força motriz de uma economia de mercado, somente é possível quando alicerçada em conhecimento prévio, seja esse adquirido por meio da experiência ou obtido a partir da academia.

No entanto, mesmo o conhecimento mais pragmático requer algum nível mínimo de educação formal, como domínio da linguagem escrita e/ou noções elementares de cálculo. O obstáculo de prover esses conhecimentos a todos os indivíduos, apesar de há muito ter sido superado por outros países, é um esforço relativamente recente na história brasileira, que ainda se depara com taxas significantes de analfabetismo, algo incompatível com a posição que ocupa no contexto de riqueza mundial.

O panorama geral não fornece uma imagem precisa de um país de dimensões continentais como o Brasil, marcado pela heterogeneidade territorial e da distribuição de riquezas entre os entes que o compõe. Se por um lado isso apresenta o desafio de desenvolver um sistema educacional que atenda as particularidades locais também possibilita grande diversidade de iniciativas com potencial de aperfeiçoamento institucional.

Uma oportunidade para tanto foi gestada no âmbito do federalismo fiscal, ao permitir que os estados deliberem sobre como repassar parte de sua arrecadação devida aos municípios. Isso possibilitou a exigência de contrapartidas dos gestores municipais para acessar esses recursos, funcionando como mecanismo de indução e coordenação entre os entes federados. Para ser efetivo, tal precedente institucional é necessário à definição de regras adequadas, que induzam os prefeitos a adotar a conduta desejada. Especificamente no meio educacional são diversas as possibilidades de condicionantes com aptidão para incrementar os resultados dessas redes locais de ensino.

Nesse contexto, o caso do Ceará mostra-se particularmente relevante, uma vez que ao longo de sua história recente (últimas duas décadas) o Estado experimentou dois modelos bem distintos de regras de distribuição. Analisar o efeito desses diferentes desenhos sobre a educação cearense pode contribuir para a compreensão e o aperfeiçoamento da cooperação interfederativa no Brasil.

Dessa maneira, este trabalho objetiva avaliar o impacto dos dois modelos de políticas estaduais de incentivo aos gestores municipais que se propuseram a melhorar a educação no Ceará. Em um deles, a Lei 12.612 de 1996, a transferência de recursos era condicionada a proporção de gastos educacionais enquanto no outro, Lei 14.023 de 2007, o condicionante é o atingimento de resultados progressivos em avaliações externas, que medem a qualidade do ensino ofertado.

Tendo como base esse desenho, a aferição de impacto desses regulamentos consistirá na comparação de desempenho nas proficiências de português e matemática entre os estudantes da 4ª série / 5º ano das escolas municipais do Ceará (grupo de tratamento), e estudantes de outros estados (grupo de controle) que não foram influenciados pelas mudanças na legislação cearense.

Para alcançar esses objetivos, optou-se por estruturar o artigo em cinco seções além dessa introdução. A segunda aborda de forma sucinta o histórico da educação no Brasil, enfatizando o período estudado e os aspectos mais relevantes para compreender contexto que levou a cada mudança institucional. Em seguida, abordam-se as diferentes iniciativas

de políticas educacionais no âmbito do estado do Ceará ao longo dos últimos vinte anos.

A quarta seção define a estratégia empírica adotada para estimar os efeitos das Leis de incentivo à educação cearense. Em seguida, são analisados e discutidos os resultados alcançados. E, por fim, são tecidas as considerações finais.

2 BREVE HISTÓRICO DA EDUCAÇÃO NO BRASIL

Castro e Oliveira (2009) atribuem o atraso da educação brasileira a séculos de subvalorização e desorganização, em grande parte, herdadas dos colonizadores portugueses. Enquanto que em vários países da Europa, ou mesmo em outras possessões americanas, esteve sempre presente a preocupação com o letramento do cidadão comum, no Brasil Colonial até mesmo a *educação das elites era débil e improvisada* (p. 140).

Mudanças significativas só foram observadas ao longo século XX, com destaque para a inclusão na Constituição de 1934 do ensino primário obrigatório e gratuito. Durante o Estado Novo, com a reforma Capanema o ensino foi organizado em Primário, com duração de 4 anos e Médio, com dois ciclos, o ginásial e colegial além de estabelecer quatro anos para cursos de licenciatura e bacharelado (SAVIANI, 2008).

A evolução da educação pública no Brasil teve como peculiaridade a prioridade dada ao ensino superior, não obstante a forte carência nos níveis mais básicos. Maduro Junior (2007) estima que em meados dos anos 1950 o valor médio gasto por aluno de nível superior no Brasil correspondia a dez vezes o PIB *per capita* da época e a mais de cem vezes o valor gasto por aluno do ensino primário. Essa diferença cai para menos de vinte vezes nas décadas seguintes, mesmo assim, ainda é muito elevada.

Durante o regime militar, 1964 a 1985, sob influência da Teoria do Capital Humano¹, houve uma revisão do sistema educacional brasileiro que levou a reestruturação das etapas de ensino orientada para o aumento da produtividade, com a fusão dos antigos primário e ginásio que passaram a constituir o 1º grau com 8 anos (séries) e a instituição do ensino profissionalizante compulsório no 2º grau². Outro ponto marcante desse período foi o favorecimento à iniciativa privada na educação, possibilitado pela inclinação do governo da época a distribuição de bolsas de estudo como alternativa a oferta pública de vagas (SAVIANI, 2008).

A redemocratização veio acompanhada de forte apelo a revitalização do ensino público, tanto que a promulgação da Constituição Federal de 1988 ratifica esse sentimento

1. Ver Mincer (1958), Schultz (1961) e Becker (1962).

2. Mudança instituída pela Lei 5.692/71.

ao reconhecer a educação como *direito de todos e dever do Estado*. Para viabilizar esse direito foi garantida a vinculação de receitas de 25% para estados e municípios e de 18% para o governo central, os percentuais mais altos desde que o mecanismo vinculatório foi instituído em 1934 (MENEZES, 2008). Cabe destacar que essa mudança seguiu a repactuação das receitas entre a união e as unidades subnacionais, o que elevou substancialmente as transferências aos municípios.

Por outro lado, Mendes (2001) ressalta que essa redistribuição de recursos entre os entes federados se deu, inicialmente, sem uma transferência clara de atribuições, fazendo com que áreas estratégicas, como a saúde pública e o ensino fundamental nem sempre recebessem a devida atenção dos gestores municipais. Além disso, até a aprovação da Lei de Diretrizes e Bases da Educação (LDB), em 1996, havia certa imprecisão sobre o que se enquadraria como *manutenção e desenvolvimento do ensino*³, deixando margem para a inclusão de rubricas estranhas no bojo dos gastos educacionais.

Outro avanço institucional importante foi a criação do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e Valorização do Magistério (FUNDEF), que direcionou 60% dos recursos constitucionalmente destinados à educação para o financiamento do Ensino Fundamental. Além disso, esses recursos passaram a ser distribuídos proporcionalmente ao número de alunos matriculados nessas redes de ensino. A mudança dessa regra de distribuição modificou profundamente a estrutura de incentivos a qual os prefeitos estavam sujeitos, acelerando a municipalização da educação primária e levando a uma expansão sem precedentes na história brasileira da oferta de ensino público.

Conforme os dados do Censo Escolar de 1996 a 2000, nos cinco primeiros anos que seguiram a criação do FUNDEF o número de matrículas no Ensino Fundamental da rede municipal cresceu 45% no ciclo inicial (1ª a 4ª série) e mais de 80% nos 4 últimos anos dessa etapa.

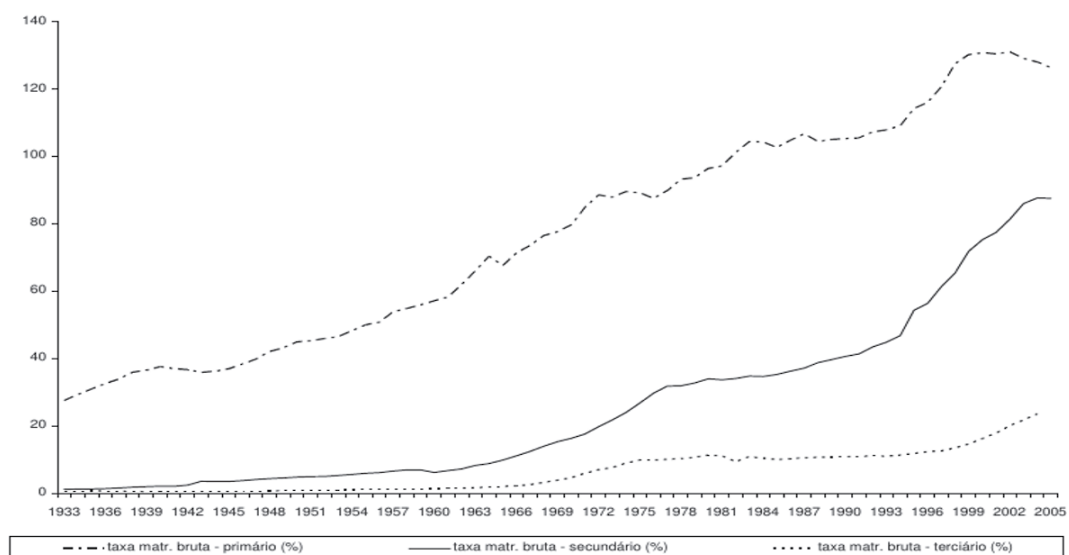
Em 2006, o conceito do FUNDEF foi expandido com a criação do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação (FUNDEB), que ampliou simultaneamente as fontes de receita e o percentual de vinculação dos recursos, além de incluir a pré-escola, o ensino médio e a educação de jovens e adultos. Apesar das críticas de que a mudança levou a pulverização dos recursos e a incipiente contrapartida da união no financiamento do ensino básico, Militão (2011) reconhece avanços na gestão dos recursos como a definição colegiada dos padrões mínimos de gasto.

3. Redação do Art. 212 da CF/88, regulamentado nos Art. 70 e 71 da Lei 9.394/96 (LDB).

Contemporaneamente a criação do FUNDEB foi sancionada outra reforma educacional, Lei 11.874/2006, que estabeleceu o ensino fundamental com 9 anos e determinou a matrícula obrigatória a partir dos seis anos de idade. Dessa maneira a educação básica foi dividida em um ciclo de 5 anos, que incorporou parte do ensino infantil, outro de 4 anos além do ensino médio com 3 anos de duração. Essa mudança veio para formalizar um fato constatado no CENSO de 2000, que mais de 80% das crianças na referida idade já encontravam-se estudando (BRASIL, 2007).

Para compreender, em perspectiva, a magnitude das mudanças ocorridas no Brasil a partir da última década do século XX, recorre-se as estatísticas compiladas por Maduro Junior (2007) disponibilizadas no Gráfico 1.

Gráfico 1: Taxa de matrículas brutas no Brasil de 1933 a 2005



Fonte: Maduro Junior (2007).

Maduro Júnior (2007) estima as taxas de matrículas brutas (número de matrículas dividido pela respectiva população em idade escolar) por fase de ensino no período de 1933 a 2005. Ressalvada a limitação dos dados disponíveis, é inegável que o período supracitado representou uma inflexão na trajetória de oferta da educação brasileira.

O FUNDEF e seu sucessor, o FUNDEB, são exemplos de como a coordenação federativa pode afetar o comportamento dos agentes políticos por meio de mudanças nas regras de distribuição de recursos. Essa preocupação é particularmente relevante para aqueles entes com baixa arrecadação própria de recursos na federação como, por exemplo, os da região nordeste, dado que abre a possibilidade de otimizar os resultados sem necessariamente aumentar o gasto global.

No que refere aos estados, uma disposição constitucional⁴, introduzida no contexto da redistribuição de receitas entre as esferas administrativas, possibilitou uma oportunidade de coordenação ao permitir que a legislação estadual definisse os critérios para a alocação de 25% da cota parte da arrecadação do Imposto sobre Operações relativas à Circulação de Mercadorias e sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicações (ICMS), devida aos Municípios.

Quadro 1: Leis de distribuição da cota parte do ICMS dos estados do Nordeste

Estado	Previsão Legal	Crítérios de Rateio (25% discricionários do estado)	Inclui Educação	Ano de Criação
Alagoas	Lei 70.11	Proporcional a População (2,5%) Proporcional a Área (2,5%) Parte Iguatária (15%) Indicador de Segurança (5%)	Não	2008
Bahia	Lei 13	Proporcional a População (10%) Proporcional a Área (7,5%) Parte Iguatária (7,5%)	Não	1997
Ceará	Lei 14.023	Indicador de Educação (18%) Indicador de Saúde (5%) Indicador Ambiental (2%)	Sim	2007
Maranhão	Lei 5.599	Proporcional a População (5%) Proporcional a Área (5%) Parte Iguatária (15%)	Não	1992
Paraíba	Lei 9.600	Indicadores Ambientais (10%) Parte Iguatária (20%)	Não	2011
Pernambuco	Lei 14.529	Indicadores Ambientais (5%) Indicadores de Saúde (3%) Indicador de Educação (10%) Proporcional a Receita Própria (1%) Inversamente Proporcional ao PIB per capita (3%) Indicadores de Segurança (3%)	Sim	2011
Piauí	Lei 5.001	Indicadores Ambientais (5%) Proporcional a População (10%) Proporcional a Área (10%)	Não	1998
Rio Grande do Norte	Lei 7.105	Proporcional a População (10%) Parte Iguatária (10%)	Não	1997
Sergipe	Lei 25.630	Parte Iguatária (25%)	Não	2008

Fonte: Elaborado pelos autores com base nas legislações estaduais.

Assim, a exemplo do FUNDEF, alguns estados condicionaram esses repasses à oferta de serviços à população, buscando dessa forma incentivar os gestores municipais a expandir suas redes de atendimento⁵. Os desenhos de distribuição do ICMS são bastante variados entre as unidades subnacionais, Brandão (2014) define dois grupos principais, os chamados tradicionais que utilizam critérios do Valor Adicionado Fiscal (VAF)⁶, um componente equitativo e fatores demográficos ou territoriais. Em outro conjunto, estão os não tradicionais, que incorporam indicadores sociais, econômicos, financeiros e/ou

4. Art. 159, § 3º, CF regulado pela Lei Complementar Nº63 de 1990.

5. Para mais detalhes ver Brandão (2014, p.28).

6. Corresponde, “para cada município ao valor das mercadorias saídas, acrescido do valor das prestações de serviços, no seu território, deduzido o valor das mercadorias entradas, em cada ano civil” – LC 63/90, Art. 3º, §1º.

ambientais. Uma investigação nacional aponta que pelo menos 20 estados adotam alguma forma não usual de distribuição, sendo que Amapá, Ceará, Pernambuco e Minas Gerais consideram indicadores educacionais nos critérios de rateio.

Conforme a classificação do autor, quatro estados do nordeste podem ser incluídos no grupo de legislação tradicional, Sergipe, Maranhão, Rio Grande do Norte e Bahia. Entre os cinco restantes, quatro incluem indicadores ambientais, essa tendência foi iniciada pelo estado do Paraná com a criação do ICMS ecológico em 1991 para compensar os municípios que possuem áreas conservação e por esta razão sofrem limitações e restrições legais para expandir suas atividades econômicas (GOMES e DOMINGOS, 2013). As regras para os estados nordestinos encontram-se sintetizadas no Quadro 1.

O Ceará, além de possuir atualmente a maior parcela da arrecadação da cota parte do ICMS vinculada à área educacional também foi o pioneiro no uso desses recursos para essa finalidade. Entre as outras três unidades federativas que adotam regras semelhantes, Amapá e Minas Gerais utilizam exclusivamente um indicador de oferta, o número de alunos atendidos, enquanto Pernambuco, após uma série de mudanças ocorridas a partir do ano 2000, utiliza critérios mistos de oferta e resultado.

O que torna o caso cearense particularmente interessante é o fato de, ao longo de sua história, ter adotado dois modelos diferentes de distribuição, o primeiro iniciado em 1996 usava como parâmetro de transferência a proporção do gasto municipal com educação, seguindo de perto os critérios do FUNDEF. Em 2008, a partir da Lei de 2007, uma segunda metodologia foi adotada, e os recursos passaram a ser condicionados ao desempenho em avaliações externas. Isso permite isolar certas idiosincrasias locais e definir com maior precisão a eficácia de cada modelo. Mas para tirar conclusões desses *experimentos naturais* faz-se necessário conhecer com mais profundidade o contexto no qual se deram essas mudanças, o que será abordado mais detidamente na próxima seção.

Quadro 2: Regras de distribuição dos estados que consideram educação.

Estado	Lei	Vinculação	Indicador
Amapá	322/96	2,6%	Proporção de alunos matriculados no município em relação ao total do estado.
Ceará	14.023/07	18%	O volume de reprovações, nota dos alunos e adesão a avaliação externa (SPAECE).
Pernambuco	14.529/11	10%	Número alunos atendidos e desempenho em avaliação externa (SAEPE).
Minas Gerais	18.030/09	2,0%	Relação entre o total de alunos atendidos e a capacidade mínima de atendimento do Município.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nas legislações estaduais.

3 POLÍTICAS DE INCENTIVO EDUCACIONAL NO CEARÁ

Nos últimos trinta anos, o estado do Ceará tem passado por profundas transformações de ordem política e institucional com significativa repercussão econômica (SOUSA, 2007). O período iniciado em 1987 que ficou conhecido como *Governo das Mudanças* marcou uma série de reformas buscando maior eficiência do gasto público com um contundente ajuste fiscal concomitante a uma reorganização administrativa. O saneamento das contas públicas viabilizou a contratação de diversas operações de crédito, em especial, com organismos internacionais (VASCONCELOS, 2000), que viriam a ter um papel fundamental na modernização das instituições cearenses.

No campo social, apesar da nova geração de governantes ter logrado relevantes conquistas na área da saúde, como a considerável redução da taxa de mortalidade infantil, não obteve o mesmo êxito no que diz respeito a área de educação. Conforme Gondim (1995) a primeira metade da década de 1990 é marcada pela persistência de elevados índices de analfabetismo e baixa cobertura da rede básica de ensino, onde o déficit de atendimento chegava a mais de 30% entre os alunos da zona rural. Mas a precariedade do ensino ofertado não colocava aqueles que conseguiam frequentar a sala de aula em situação muito melhor, Haguette (1993) afirma que os alunos do primeiro grau do Ceará dominavam, em média, menos da metade dos conteúdos julgados mínimos e indispensáveis a série e disciplina que cursavam (p. 7).

Como reação a esse quadro de debilidade, foi lançado em 1995 o programa Todos pela Educação de Qualidade para Todos que promoveu diversos debates de forma a obter soluções colegiadas para os problemas da educação no estado. Esse processo facilitou a transição da responsabilidade sobre ensino fundamental para os municípios e a implantação de um modelo mais democrático de gestão escolar (NASPOLINI, 2001).

Sob a conjuntura das reformas nacionais da educação básica de 1996, e esse novo censo de prioridade por parte do governo local, foi aprovada no Ceará a lei 12.612/96 a qual passou a direcionar parte considerável da receita do principal imposto estadual (o ICMS) de forma proporcional aos gastos municipais com educação. A instituição dessa regra de distribuição inaugura no Brasil o uso de tal dispositivo com a finalidade estimular o ensino no âmbito do federalismo fiscal.

O ICMS correspondia, na época da criação da lei, a mais de 50% de toda a receita estadual e a 96% da arrecadação própria, constituindo portanto sua fonte mais expressiva de receitas. Constitucionalmente, um quarto desse valor (ou 25% da arrecadação) deve ser destinado aos municípios. Desse montante, 75% deve ser distribuído conforme os

respectivos VAF, cabendo ao estado definir o critério para o repasse dos outros 25%, sobre os quais incidiriam as novas regras.

Antes da mudança, esses recursos eram divididos de forma tradicional, por critérios populacionais (60%) e em uma parte igualitária (40%). Com a nova legislação, metade da cota parte do ICMS passou a atender o critério de gasto com a *manutenção e desenvolvimento do ensino*, nos termos do FUNDEF.

Conforme os dados do FINBRA, em 1996 esses repasses correspondiam em média a 16% da receita corrente municipal, de modo que o componente discricionário médio era de 4%. Entre os municípios mais populosos, acima de 100 mil habitantes, esses percentuais sobem para 35% e 9% respectivamente, evidenciando a importância dessa transferência para as finanças municipais. Dessa forma, o novo marco legal veio a reforçar os incentivos do âmbito federal para os prefeitos expandirem suas redes de ensino. Naspolini (2001) destaca que até a virada do milênio, o estado já havia alcançado a universalização do acesso ao ensino fundamental para crianças de 7 a 14 anos (98%), com a redução de mais de 20% da taxa de abandono e a implantação um amplo programa de regularização do fluxo escolar, denominado Tempo de Avançar.

Apesar do relativo sucesso dessas iniciativas em estimular um maior acesso à educação, as reformas adotadas nesse período vieram acompanhadas de um decaimento nas notas do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), seguindo uma tendência nacional de redução desse indicador. Vieira (2007) atribui essa queda ao crescimento extraordinário da oferta de vagas no período que teria comprometido a qualidade do ensino e, consequentemente, a aprendizagem dos alunos. Contudo, não foram encontrados estudos que busquem dissociar o efeito da legislação local do movimento a nível nacional.

Um ponto de convergência entre os autores é que a simples focalização de recursos como realizada nos desenhos do FUNDEF/FUNDEB, ou mesmo o incentivo adicional ao investimento em educação proporcionado pela legislação estadual cearense não constituem, por si só, garantias de um aprimoramento do nível educacional.

Para o caso brasileiro, Amaral e Menezes-Filho (2009) demonstraram que aumentar os gastos com educação não implicam necessariamente em melhoria no aprendizado dos alunos, resultado esse ratificado posteriormente por Monteiro (2015), que chega à conclusão que os municípios brasileiros têm dificuldade de transformar mais recursos em maior aprendizagem.

Há de se considerar que sob o contexto da época a expansão do acesso era tida como prioridade, face ao enorme contingente de pessoas que se encontravam a margem do ensino

formal, restando para as gestões seguintes o desafio de encontrar meios para aprimorar a qualidade da educação ofertada.

Um novo paradigma administrativo é estabelecido a partir de 2003 com a adoção do Modelo de Gestão Pública por Resultados (GPR), concepção segundo a qual o governo deve entender o cidadão como um cliente, e como tal tem de buscar *padrões ótimos de eficiência, eficácia e efetividade, com ética e transparência* (ROSA et. al 2006, p.39).

Esse arcabouço foi desenvolvido em parceria com Banco Mundial por meio de uma inovadora operação de crédito em que os repasses ao estado eram condicionados ao atingimento de metas preestabelecidas em indicadores econômicos e sociais (HOLANDA et. al, 2006). O aprendizado institucional advindo da operação SWAP – Ceará, como foi denominada, permite compreender a linha de raciocínio das políticas públicas adotadas pelo Estado a partir de então.

Em linha com essa perspectiva, algumas iniciativas de school accountability passam a ser incorporadas ao portfólio dos programas estatais para a educação, como a criação, em 2005, de um prêmio por desempenho, que pagava um salário adicional aos professores das escolas da rede estadual, cujos alunos se destacassem em avaliações externas como o SAEB e o SPAECE (HOLANDA et. al, 2006).

A partir de discursões iniciadas um ano antes no Comitê Cearense para a Eliminação do Analfabetismo Escolar, um conjunto de 60 municípios aderem ao Programa Alfabetização na Idade Certa (PAIC) que objetivava elevar a qualidade do ensino ministrado nas séries iniciais (MARQUES et. al, 2009). O programa, patrocinado pela Unicef e depois assumido pelo governo do estado, segue a mesma linha de seu congêner e tinha entre suas metas a revisão dos *planos de cargos, carreira e a remuneração do magistério municipal, priorizando incentivos para a função de professor alfabetizador de crianças a partir de critérios de desempenho* (CEARÁ, 2016).

Em julho de 2007 o Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) lança um estudo⁷ em que defende a modificação dos critérios de repasse do ICMS entre os municípios, consonante com a nova visão de GPR. A proposta é aprovada no fim do mesmo ano na Assembleia Legislativa marcando uma nova fase das macro políticas de educação no estado. O cerne da mudança consistia em abandonar de vez os indicadores tradicionais de rateio e passar a bonificar as prefeituras que alcançassem resultados em três áreas estratégicas: meio ambiente, saúde e educação.

Para mensurar esse desempenho educacional foi instituído o Índice de Qualidade da

⁷ Proposta de Mudança no Rateio da Cota Parte do ICMS entre os Municípios Cearenses (IPECE, 2007)

Educação (IQE), uma média ponderada do Índice de Qualidade do Fundamental (IQF) e do Índice de Qualidade da Alfabetização (IQA). Por sua vez, estes indicadores consideram não só a performance relativa das respectivas redes municipais nos exames padronizados, mas também sua consistência e evolução (HOLANDA et. al, 2007). A transição para esse novo arquétipo de partilha, muda o foco do aspecto meramente quantitativo, passando a premiar principalmente a qualidade do serviço educacional prestado.

Quadro 3: Critérios de distribuição de ICMS adotados pelo Ceará.

Lei	Critérios de Distribuição	% Cota ICMS
12.172/93	Proporcional a População	15%
	Parte Igualitária	10%
12.612/96	Proporcional a População	5%
	Proporcional ao gasto com desenvolvimento e manutenção da educação	12,5%
14.023/07	Parte Igualitária	7,5%
	Índice de Qualidade da Educação (IQE)	18%
	Índice de Qualidade da Saúde (IQS)	5%
	Índice de Qualidade do Meio Ambiente (IQM)	2%

Fonte: Elaborado pelos autores com base na legislação estadual.

Uma consequência importante dos novos critérios de rateio foi a significativa redistribuição da receita entre as prefeituras. Conforme Franca (2014), a mudança levou a uma convergência dos repasses per capita de ICMS aos municípios, em que o crescimento das receitas foi mais rápido entre aqueles que inicialmente tinham menos acesso a esses recursos. Na mesma linha, Nogueira (2012) conclui que a nova Lei possibilitou a elevação das transferências aos municípios menores, tornando a distribuição dos recursos mais equitativa.

Por outro lado, ao analisar o efeito da nova política sobre os gastos das prefeituras cearenses com educação, Garcia et. al (2015) conclui que embora uma parte considerável dos repasses do ICMS sejam destinados à área, não houve um aumento significativo dos investimentos. Apesar disso a nova legislação levou a uma melhora nos indicadores de rendimento escolar, que cresceram a taxas superiores à média nacional. Conforme estimativas de Petterini e Irffi (2013) essa mudança de critérios levou a um aumento médio de 6 pontos na proficiência dos alunos aferida na escala SAEB nos dois anos que se seguiram à aprovação. Em análise posterior, Brandão (2014) confirma esses resultados e atesta um efeito de até 18 pontos nessa mesma escala quatro anos após a modificação dos critérios de rateio.

No Gráfico 2 é possível observar a trajetória das proficiências médias em Português e Matemática dos alunos da 4ª série (5º ano) da rede municipal cearense nos últimos vinte anos. Fica clara a queda de qualidade dos indicadores, relatada na literatura, durante o intervalo de 1999 a 2005, seguida de um aumento acentuado a partir de 2007.

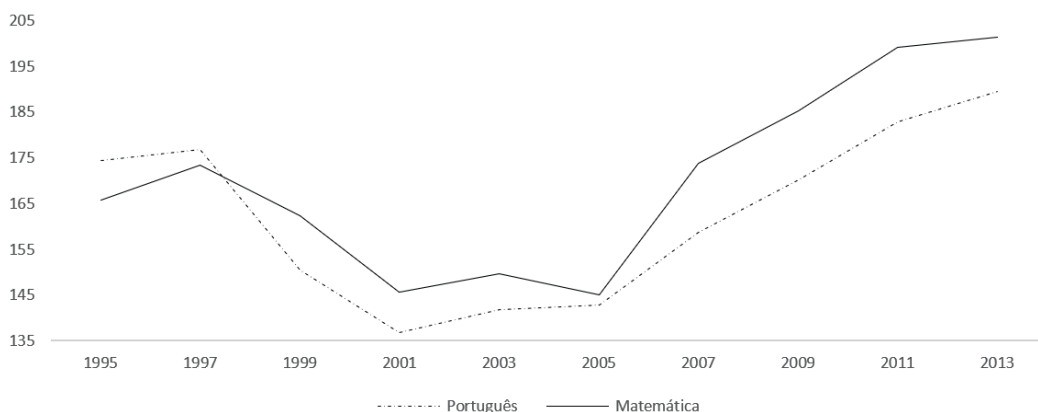
Os referidos autores realizam suas análises apenas em nível municipal, levando a um perda considerável de informações de escolas e alunos. Assim, o presente trabalho visa contribuir para essa discussão em dois aspectos: (i) pela avaliação comparativa dos dois modelos de política permitindo mensurar a contribuição marginal de cada um para os resultados observados; e, (ii) do ponto de vista metodológico ao utilizar dados coorte empilhadas ao nível de aluno, o que permite captar de forma mais precisa a heterogeneidade das informações.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

4.1 Fonte dos Dados

Para avaliar o impacto das mudanças na regra de distribuição sobre a proficiência dos alunos do Ensino Fundamental do Ceará, são utilizados os microdados do SAEB, disponibilizados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP). Como as informações disponíveis nas primeiras edições do SAEB são amostrais e não identificam o subgrupo dentro de cada estado, optou-se por analisar ao nível de aluno. Vale ressaltar que a metodologia adotada, Teoria de Resposta ao Item (TIR), permite a comparação entre unidades amostradas e diferentes níveis de ensino, tanto em um mesmo período como ao longo do tempo.

Gráfico 2: Proficiência média da rede municipal de ensino, 1995 a 2013.



Fonte: INEP/SAEB/Prova Brasil. Elaborado pelos autores.

Em 2005, o SAEB foi dividido em duas provas: a Avaliação Nacional de Rendimen- to Escolar, denominada Prova Brasil de caráter censitário⁸ e a Avaliação Nacional da Edu- cação Básica (ANEB), equivalente a amostragem anterior do SAEB. Assim, para realizar essa avaliação os dados utilizados para analisar a primeira modificação da Lei são os do SAEB de 1995 e 1997, enquanto a segunda modificação (Lei de 2007) utilizam-se os dados

⁸ Abrange todas as escolas com mais de 19 alunos matriculados na série a ser avaliada.

da Prova Brasil de 2007 e 2009.⁹

Cabe destacar que, a edição de 2007 apresenta uma frequência extremamente baixa de estudantes da zona rural (menos de 2%), assim, delimitou-se a análise aqueles que residiam na zona urbana em todos os anos.

4.2 Indicadores de Impacto

Para mensurar o efeito da alteração das Leis sobre o desempenho dos alunos das escolas municipais, utilizam-se como indicadores de impacto o desempenho dos alunos em Português e Matemática da 4ª série (5º ano) do Ensino Fundamental no SAEB/Prova Brasil, nos anos de 1995 e 1997, para a primeira Lei e 2007 e 2009 para a segunda. A escolha desses indicadores se justifica por se tratar de uma avaliação externa a nível nacional, que permite a comparação com outros estados.

4.3 Grupos de Tratamento e de Controle

Com o objetivo de avaliar o efeito das leis de incentivo de 1996 e 2007 sobre a qualidade da educação cearense, optou-se para compor o grupo de tratados pelos alunos da 4ª série (ou 5º ano) do Ensino Fundamental das escolas públicas municipais do Ceará. Por ser de competência exclusivamente municipal, essa etapa tende a retratar melhor o indicador ao qual a Lei estadual vislumbra estimular.

A análise ao nível de alunos permite considerar informações da escola e do *background* familiar, que impactam diretamente sobre seu desempenho e, conseqüentemente, o da rede como um todo. Adicionalmente, o ganho amostral permite maior robustez dos resultados, ao incorporar toda a heterogeneidade que não é perceptível em estimações agregadas.

O grupo de controle, por sua vez, será composto por alunos pertencentes a redes municipais de outras unidades federativas, que assim não estão sujeitos a influência da política que se pretende avaliar. Em face da afinidade cultural e econômica, delimitou-se a busca por candidatos a grupo de controle aos estados da região nordeste.

A predominância do clima semiárido em quase todo o estado do Ceará, característica compartilhada por seus pares limítrofes, contribui para a convergência de atividades produtivas, aproximando as características entre esses territórios. Assim, análogo ao que fez Brandão (2014), optou-se por destacar os estados fronteiriços, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Rio Grande do Norte.

9 Essa adaptação não traz grandes prejuízos a comparação das intervenções, uma vez que tanto o SAEB/ANEB quanto a Prova Brasil utilizam a mesma metodologia na elaboração das provas e na tabulação da escala de resultados.

Visando garantir que o grupo de controle seja uma boa representação do contrafactual cearense, na ausência de tratamento, foram pesquisados os critérios adotados para a divisão da cota parte do ICMS nos estados da região nordeste. Como observado no Quadro 1, além do Ceará, somente Pernambuco conta com uma Lei cujo critério de divisão contempla fatores educacionais, portanto esse será desconsiderado.

Por fim, para refinar ainda mais o grupo de controle, observou-se a existência de outras políticas educacionais de larga escala que possam influenciar os resultados do SAEB/ Prova Brasil. Hanushek e Raymond (2004) destacam que a existência de um sistema de avaliação com a divulgação dos resultados por escola induz a competição entre as instituições podendo afetar seu desempenho. Dessa forma, verificou-se que, segundo levantamento realizado pelo Grupo de Avaliação de Medidas Educacionais – GAME (2011) sobre os estados brasileiros que possuem avaliação própria, entre os da região Nordeste apenas Paraíba e Rio Grande do Norte não o tiveram ao longo do período avaliado. Assim, restringiu-se o grupo de controle a esses dois estados, cujos alunos da rede pública municipal, avaliados no SAEB/Prova Brasil, retratam o que teria acontecido aos seus pares no Ceará, caso não houvesse mudanças na distribuição de recursos.

Quadro 4: Sistemas Estaduais de Avaliação Educacional no Nordeste, 1992 – 2011.

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
MA									PAM	AEP										
PI																	PROVA PIAUI			
CE	SPACE																			
RN																				
PB																				
PE									SAEPE											
AL										SAVEAL										
SE													EXAEB							
BA										PAE										

Fonte: GAME (2011).

4.4 O Modelo de Diferenças em Diferenças (DD)

Visando estimar o impacto das diferentes regras de distribuição da cota parte do ICMS sobre as proficiências médias em Português e Matemática dos alunos da 4ª Série / 5º ano aferidas pelo SAEB/Prova Brasil, emprega-se o modelo de Diferenças em Diferenças.

Essa estratégia de estimação se justifica pelo fato de possuir informações amostrais antes e após a implementação de cada mudança, mais especificamente, referente aos anos de 1995 e 1997 para a Lei 12.612/96, e de 2007 e 2009 para a Lei 14.023/07. Como a

legislação tem abrangência estadual, espera-se captar seu efeito tomando como grupo de controle alunos da rede pública dos estados da Paraíba e Rio Grande do Norte.

Dessa forma, diante da descrição das Leis e pela disponibilidade dos dados, é possível estimar o modelo de Diferenças em Diferenças para tentar isolar o efeito causal, atribuível às mudanças na cota parte em função do incentivo à Educação. Este modelo consiste em uma dupla diferença de médias condicionais entre os grupos, tratado e controle, antes e depois da intervenção e tem como hipótese que ambos os grupos seguiriam uma trajetória comum nos resultados, caso não houvesse tratamento. Ou seja, assume-se que o tratamento desvia a trajetória original dos tratados. De maneira formal, pode-se descrever o estimador de Diferenças em Diferenças por:

$$DD = \{E[Y|Tratamento = 1; Tempo = 0; X] - E[Y|Tratamento = 0; Tempo = 0; X]\} - [1] \\ \{E[Y|Tratamento = 1; Tempo = 1; X] - E[Y|Tratamento = 0; Tempo = 1; X]\}$$

Onde Y é a proficiência do aluno em Português ou Matemática, Tratamento é uma variável dicotômica que assume valor 1 se o aluno pertence ao grupo tratado (rede de ensino no Ceará) e 0 caso contrário (alunos da Paraíba e Rio Grande do Norte), Tempo por sua vez é uma dummy com valor igual a zero quando se tratar do período que antecede a política (1995 ou 2007) e igual a 1 no período posterior a mudança da Lei (1997 e 2009). Por fim, X representa um vetor de características observadas.

Assim, DD pode ser interpretado como o efeito médio do tratamento sobre os tratados, nesse caso, sobre as proficiências médias de Português e Matemática dos alunos cearenses. Sob a hipótese de que o grupo de controle retrata o contrafactual, isto é, representa o desempenho dos alunos do Ceará na ausência das Leis de incentivo à Educação. O modelo de DD pode ser especificado como um modelo de regressão linear, conforme a seguinte especificação:

$$Y_{i,t} = \alpha + \gamma_1 Tratamento + \gamma_2 Tempo + \delta(Tratamento * Tempo) + \beta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad [2]$$

Onde o efeito causal do programa é aferido pelo parâmetro da interação entre tempo e tratamento, δ .

Para captar o impacto sobre o desempenho escolar, optou-se por estimar duas equações para cada lei, uma para mensurar o efeito médio sobre o crescimento na proficiência em Português e outra para Matemática. Os grupos de controle são compostos pelos alunos das escolas municipais potiguares e paraibanas, conforme delimitados na seção 4.3. O vetor X é composto por um conjunto de características dos alunos, suas famílias e da escola, descrita na próxima seção. E, por fim, optou-se por utilizar a variável dependente logarit-

mizada de modo que os parâmetros estimados reportem o impacto das políticas em termos percentuais.

4.5 As Variáveis de Controle

Para estimar o impacto das mudanças na regra de distribuição de recursos entre os municípios cearenses sobre o desempenho escolar dos alunos da rede municipal de ensino, considera-se um conjunto de características dos alunos (idade, gênero, etnia) sobre seus hábitos (se faz a lição de casa, quanto tempo assiste televisão), sua vida escolar (se já repetiu ou abandonou a escola) e sua família (se mora com os pais e se conversa com eles a respeito da escola), como descrito no Quadro 5.

As escolhas dessas características derivam da literatura empírica e também da compatibilização das bases de dados entre os diferentes questionários aplicados ao longo dos anos de 1995, 1997, 2007 e 2009. Além disso, a decisão de considerar as mesmas variáveis de controle permite a comparação entre os efeitos das Leis de 1996 e de 2007.

Quadro 5: Descrição das Variáveis de Controle (Covariadas)

Variável	Descrição
Idade	Idade em anos.
Homem	Assume 1 se o aluno se declara do sexo masculino e 0 se declara feminino.
Branco	Assume 1 se o aluno se considera branco ou amarelo e 0 se pardo, preto ou indígena.
Mora com pai e mãe	Assume 1 se o aluno reside concomitantemente com o pai e a mãe e 0 se reside só com o pai ou a mãe ou com outras pessoas.
Assiste TV	Assume 0 se o aluno não assiste televisão, 1 se assiste até 6 horas por dia e 2 se assiste 6 horas ou mais.
Conversa com os pais	Assume 0 se o aluno não conversa com os pais sobre a escola e 1 se conversa pouco.
Atraso Escolar	Assume 0 caso o aluno não repetiu nenhuma vez, 1 se repetiu uma vez e 2 se repetiu duas ou mais.
Abandonou a escola	Assume 0 caso o aluno não abandonou a escola nenhuma vez, 1 se abandonou por até um ano e 2 se abandonou a escola em mais de uma ocasião.
Faz a lição de casa	Assume 1 se o aluno faz a lição de casa e 0 caso não faça.

Fonte: Elaborado pelos autores.

5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

5.1 Análise Descritiva dos Dados

Esta seção é destinada a análise das estatísticas descritivas da proficiência e demais variáveis explicativas dos alunos de 4ª série (5º ano) do ensino fundamental das redes municipais de educação, congregadas em grupo de tratamento (alunos cearenses) e grupo de controle (alunos das escolas paraibanas e potiguares). Nota-se pela Tabela 1 uma evolução da proficiência média dos alunos cearenses entre 1995 e 1997, em torno 1% para Língua Portuguesa e 3% para Matemática, sendo em ambos os casos, estatisticamente superior a variação do grupo de controle. A distância média entre tratado e controle foi de 6,7 pontos

no primeiro período para mais de 14 pontos dois anos depois. Além disso, verifica-se um crescimento acentuado no número de alunos avaliados, que praticamente dobrou nesse interstício, retratando a significativa expansão da taxa de matrícula no período como apontado por Naspolini (2001).

Tabela 1: Notas médias de Português e Matemática dos alunos das escolas públicas municipais.

Lei	Grupos	Ano	Português					Matemática				
			Amostra	Média	Erro Padrão	IC Min (95%)	IC Máx (95%)	Amostra	Média	Erro Padrão	IC Min (95%)	IC Máx (95%)
1996	Tratado	1995	18551	182,7	0,3	182,2	183,2	18963	172,2	0,2	171,8	172,7
		1997	44497	184,4	0,2	184,1	184,8	44497	176,9	0,2	176,6	177,2
		Var.	140%	1%	-	-	-	135%	3%	-	-	-
	Controle	1995	17804	176,0	0,3	175,5	176,6	679193	185,6	0,0	185,5	185,6
		1997	35819	170,4	0,2	170,0	170,8	969047	183,6	0,0	183,5	183,7
		Var.	101%	-3%	-	-	-	43%	-1%	-	-	-
2007	Tratado	2007	82048	158,8	0,1	158,6	159,1	82048	173,9	0,1	173,6	174,1
		2009	85716	172,0	0,1	171,7	172,3	85681	187,3	0,1	187,0	187,5
		Var.	4%	8%	-	-	-	4%	8%	-	-	-
	Controle	2007	45863	156,0	0,2	155,6	156,3	45863	173,5	0,2	173,1	173,8
		2009	43682	165,1	0,2	164,8	165,5	43675	182,9	0,2	182,5	183,2
		Var.	-5%	6%	-	-	-	-5%	5%	-	-	-

Fonte: INEP/SAEB/Prova Brasil. Elaborado pelos autores.

Fica claro também a aproximação entre os grupos de tratado e controle em 2007, quando comparados a década anterior, uma vez que essa diferença de proficiência média entre cearenses, potiguares e paraibanos diminui 11 pontos, sendo inferior as observadas em 1995, portanto, antes mesmo da primeira mudança. Esse quadro sugere uma involução da educação cearense nesse período, frente ao grupo de controle.

No tocante a segunda intervenção, o Ceará mostrou um avanço de 8% entre 2007 e 2009, tanto em Português quanto em Matemática, mais uma vez superior aos estados da Paraíba e Rio Grande do Norte, que cresceram em torno de 5%. Dessa forma, a distância entre os grupos sobe 4 pontos no intervalo considerado, ante 7,4 da intervenção dos anos de 1990. A interpretação desses resultados deve ser feita com ressalvas, uma vez que são baseados em médias não condicionais, ou seja, ainda não incorporam as características dos alunos. A Tabela 2 retrata como esses atributos mudaram ao longo do tempo e entre os grupos de tratado e controle.

Entre esses, o que mais chama atenção é a idade dos estudantes cearenses ao longo da década de 1990, superior a 12 anos. Considerando o ingresso na idade recomendada pelas diretrizes curriculares da época (7 anos), isso significa que os alunos da rede municipal cearenses estavam distantes, em média, duas séries do que seria adequado. Essa distorção

parece ter sido amenizada na década seguinte, quando a faixa etária cai para 11 anos, aproximadamente.

Conforme os dados do SAEB, entre os anos de 1995 e 1997, 44% dos alunos da rede municipal cearense afirmaram ter reprovado pelo menos uma vez, sendo que 14% o fizeram duas vezes ou mais. Já no período de 2007 a 2009 esses percentuais caem para 31% e 8% respectivamente, evidenciando uma sensível melhora com relação a década anterior. No que diz respeito a proporção de alunos que dizem ter abandonado a escola durante algum período, cai de 21% nos anos de 1990 para menos de 9%, onze anos depois.

Soares (2015) atribui parte dessa melhora ao compromisso firmado pelo Brasil na Conferência Mundial sobre Educação para todos, em 1990, na Tailândia. Com base nesse, foi elaborado o Plano Decenal de Educação para Todos (1993-2003), o qual tinha entre suas metas a melhoria do fluxo escolar, com a redução do número de repetências. A nível estadual, foi implementado em 1998 no Ceará um amplo programa de regularização do fluxo escolar, o Tempo de Avançar (BARBOSA, 2009). Baseado no conceito de tele ensino o projeto proporcionava a crianças e adolescentes que estavam muito atrasados com relação a sua idade, a oportunidade de serem promovidos a série adequada após um curso intensivo.

Quanto aos hábitos escolares dos estudantes, representados pela variável Faz a lição de casa, nota-se uma diferença expressiva na proporção de alunos que assumiram não fazer lição entre os dois períodos analisados, saindo de quase 6% entre os anos de 1995 e 1997, para pouco mais da metade entre 2007 e 2009. Nos mesmos períodos a configuração familiar sofre mudanças com um queda média de 10% dos indivíduos que moram concomitantemente com pai e mãe.

5.2 Análise e Discussão dos Resultados

A Tabela 3 apresenta os resultados estimados a partir dos modelos de diferenças em diferenças para o efeito das Leis de 1996 e 2007 sobre as proficiências de Português e Matemática dos alunos da 4ª série e 5º ano, respectivamente.

A primeira intervenção, que incentivava a alocação de recursos com gastos em educação teve efeito pouco significativo sobre a nota de Matemática, em torno de 0,5% e provocou uma redução na de Português. No entanto, vale ressaltar que após 1996 houve um crescimento vertiginoso do número de alunos atendidos no ensino fundamental, isso provocou uma queda generalizada da proficiência média aferida pelo SAEB. Como esse processo de municipalização ocorreu de forma concomitante à implementação da legislação aqui avaliada, a análise dos resultados deve ser feita com ressalvas.

Por outro lado, a Lei de 2007, que distribuía os recursos conforme o desempenho dos alunos, levou a um aumento em torno de dois pontos percentuais em ambas as proficiências. Essa intervenção que teve como base a gestão para resultados alinhou o incentivo financeiro aos melhores desempenhos, o que resultou em um ganho de performance dos alunos do 5º ano do ensino fundamental da rede pública do Ceará.

Diante disso, pode-se inferir que o desenho dessa Lei impacta os resultados escolares, quando comparada a legislação anterior que distribuía os recursos da cota parte do ICMS conforme os gastos em educação.

As estimativas mostram um impacto da Lei de 2007 ligeiramente inferior ao encontrado por Petterini e Irffi (2013) e Brandão (2014), em torno de 4 pontos (ou 0,05 desvios) na escala SAEB em Português e Matemática, contra 6 pontos dos trabalhos anteriores. Cabe ressaltar que os resultados dessa pesquisa diferem desses por analisar o impacto ao nível dos alunos e não de forma agregada por escolas ou municípios. Além de garantir melhores propriedades estatísticas pelo aumento significativo da amostra, permite captar de forma mais precisa a heterogeneidade do efeito da política, além de possibilitar a inclusão de características dos alunos.

Diante dos resultados estimados, observa-se uma baixa eficiência do primeiro desenho de distribuição (Lei de 1996) em promover uma melhora nas notas dos alunos das redes municipais cearenses. Ou seja, corrobora com a literatura que aumento do gasto com educação não implica necessariamente em ganho de desempenho. Por outro lado, a intervenção implementada em 2007, parece ter logrado êxito nesse intento, evidenciando que a definição de objetivos adequados, associadas a distribuição de recursos, pode ser uma maneira eficaz de melhorar os indicadores da educação básica

Ao analisar as covariadas, destaca-se o efeito negativo da idade, que aqui capta a distorção entre idade e série. É relevante notar que a variação na nota atribuída a essa variável aumentou significativamente entre os dois períodos estudados, indo de pouco mais 1% nos anos 1990 para 2% uma década depois. Isso pode ser explicado pela regularização o ingresso escolar, o que levou a uma redução da idade média do alunado.

No tocante as características dos alunos, os meninos possuem menor desempenho em Português e maior desempenho em Matemática, tanto na década de 1990 quanto na de 2000. Adicionalmente, fazer o dever de casa impacta positivamente no desempenho escolar, o que sinaliza o interesse e comprometimento dos alunos. Esse efeito é observado nos dois modelos, com maior impacto no mais recente.

O envolvimento dos pais na vida escolar dos filhos, aferida pela variável indicativa se o aluno conversa com os pais sobre o que acontece na escola, impacta positivamente o desempenho em português e matemática dos alunos da 4ª série (década de 1990) e do 5º ano (década de 2000). Esse envolvimento pode ser entendido como um incentivo não monetário, cujo benefício, pode estar associado com maior engajamento do aluno nas atividades escolares.

A composição familiar também se mostrou relevante para explicar a variação na proficiência média. Na década de 1990, os alunos que moravam com pai e mãe tinham, em média, 2,5 pontos percentuais a mais em Português do que aqueles que viviam em uma estrutura familiar diferente. Já para Matemática e para ambos nos anos 2000, esse efeito passa a ser negativo em um ponto percentual. Esses dois resultados, conversar com os pais e residir com pai e mãe, contemplam o efeito do capital social via família e estão em conformidade com a literatura.

Em síntese, pode-se dizer que o desenho em políticas de incentivos é importante para se ter melhores resultados. Além disso, o envolvimento familiar deve ser utilizado como mecanismo de incentivo por ser uma política sem ônus monetário.

Tabela 3. Resultados dos Modelos de Diferenças em Diferenças para avaliar o efeito das Leis 12.612/96 e 14.023/07 sobre as proficiências de português e matemática

Variável	Lei 12.612/96						Lei 14.023/07					
	Português			Matemática			Português			Matemática		
	Coef.	Erro Padrão	p-valor	Coef.	Erro Padrão	p-valor	Coef.	Erro Padrão	p-valor	Coef.	Erro Padrão	p-valor
Constante	5,2500	0,0061	0,0000	5,2405	0,0047	0,0000	5,2627	0,0059	0,0000	5,3033	0,0059	0,0000
Tempo	0,0044	0,0025	0,0739	0,0126	0,0021	0,0000	0,0498	0,0018	0,0000	0,0485	0,0017	0,0000
Tratamento	0,0810	0,0025	0,0000	0,0296	0,0021	0,0000	0,0069	0,0016	0,0000	-0,0057	0,0015	0,0002
Tempo*Tratamento	-0,0194	0,0030	0,0000	0,0053	0,0025	0,0352	0,0233	0,0022	0,0000	0,0185	0,0021	0,0000
Idade	-0,0131	0,0004	0,0000	-0,0160	0,0003	0,0000	-0,0229	0,0005	0,0000	-0,0186	0,0004	0,0000
Homem	-0,0190	0,0014	0,0000	0,0869	0,0011	0,0000	-0,0331	0,0011	0,0000	0,0240	0,0010	0,0000
Branco	-0,0114	0,0014	0,0000	0,0158	0,0011	0,0000	-0,0146	0,0011	0,0000	-0,0140	0,0011	0,0000
Mora com pai e mãe	0,0251	0,0015	0,0000	-0,0138	0,0013	0,0000	-0,0105	0,0011	0,0000	-0,0083	0,0011	0,0000
Assiste TV	-0,0153	0,0014	0,0000	0,0024	0,0011	0,0331	0,0015	0,0011	0,1681	0,0016	0,0010	0,1107
Conversa com pais	0,0207	0,0020	0,0000	0,0070	0,0016	0,0000	0,0106	0,0014	0,0000	0,0103	0,0014	0,0000
Atraso escolar	-0,0158	0,0009	0,0000	-0,0179	0,0008	0,0000	-0,0413	0,0009	0,0000	-0,0354	0,0009	0,0000
Abandonou a escola	0,0113	0,0011	0,0000	-0,0007	0,0009	0,4341	-0,0309	0,0015	0,0000	-0,0271	0,0014	0,0000
Faz a lição de casa	0,0259	0,0021	0,0000	0,0361	0,0019	0,0000	0,1052	0,0025	0,0000	0,0840	0,0029	0,0000
R ²		0,07			0,10			0,10			0,07	
Estatística F		604,50			1028,82			1664,74			1105,88	
p-valor		0,0000			0,0000			0,0000			0,0000	
Amostra		102235			106377			172545			170229	

Fonte: Resultados da pesquisa.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O Estado do Ceará experimentou ao longo de sua história recente dois modelos de legislação que visavam a melhoria educacional por meio da coordenação entre o Governo Estadual e os municípios. Na primeira iniciativa, implementada em 1996, os recursos da quota parte do ICMS seriam distribuídos proporcionalmente ao gasto relativo com educação, o que induziria os gestores locais a adotar uma postura mais proativa, ficando implícito portanto o pressuposto de que mais recursos levariam a uma melhoria da rede de ensino. A segunda legislação, aprovada em 2007, condiciona as transferências da cota parte do ICMS ao atingimento de padrões de desempenho em avaliações externas (SPAECE), seguindo a lógica da gestão para resultados.

Diante disso, o presente artigo se propôs a avaliar de forma comparativa esses diferentes condicionantes de distribuição, de modo a identificar aquele mais eficaz em obter uma melhora dos indicadores de desempenho escolar, mais especificamente, nas proficiências de português e matemática para os alunos da 4ª série e 5º ano.

Os resultados obtidos sugerem que a regra que incentiva gasto em *manutenção e desenvolvimento do ensino* não é eficiente em promover o desempenho educacional uma vez que os efeitos aferidos são discrepantes, aumento em matemática e redução em português. Além disso, o aumento na nota do SAEB em Matemática é pouco expressivo, em torno de 0,5%; ao passo que a redução em português é de quase 2 pontos percentuais.

Vale ressaltar que esses resultados devem ser vistos com parcimônia frente às mudanças estruturais que coincidiram com a implementação da política e que podem não ter sido consideradas em sua integralidade dentro do arcabouço desenvolvido. Como, por exemplo, o aumento significativo na taxa de matrículas na rede de ensino ao longo da década de 1990.

Por outro lado, as estimativas apontam que a segunda intervenção, Lei de 2007, ao definir de forma mais clara o objetivo de melhorar a educação ofertada, foi efetiva no aumento médio das notas dos alunos das escolas públicas municipais em 2%, tanto em Português quanto em Matemática. Essa conclusão vai ao encontro da literatura, particularmente aos resultados de Petterini e Irffi (2013) e Brandão (2014).

Assim, em função desses resultados pode-se inferir que o desenho das políticas de incentivo educacional é determinante para alcançar melhores resultados e, ainda que:

Mais recursos não implica, necessariamente, em maior desempenho nas proficiências de Português e Matemática dos alunos da 4ª série / 5º ano; ou seja, alocar mais recurso não é garantia de maior qualidade na educação; Planejamento é importante para gestão

educacional, os indicadores de oferta da educação (infraestrutura física – vagas, recursos humanos – docentes) devem anteceder aos de demanda (taxa de matrícula); e, Política de-
senhada a partir de uma gestão para resultados tende a ter maior efeito sobre o desempenho
escolar.

O caso cearense demonstra que é possível haver uma melhoria da qualidade educa-
cional, nos termos avaliados pelo SAEB, sem um efetivo aumento dos gastos globais, mas
pelo alinhamento dos incentivos entre os entes federados. Os diferentes graus de eficiência
observados nas diversas redes locais de ensino pelo Brasil sugerem a existência de signifi-
cativa margem para a melhoria dos indicadores por meio de mudanças não onerosas em sua
alocação de recursos. Premiar aqueles entes que entregam melhores resultados com mais
receita pode ser a próxima fronteira do financiamento educacional brasileiro, em particular
no contexto da revisão do FUNDEB, a acontecer em 2020.

REFERÊNCIAS

- BARBOSA, M. Avaliação das repercussões sociais oriundas da execução do Projeto Tem-
po de Avançar desenvolvido pela secretaria de educação básica do Ceará- SEDUC. Tese.
UFC – FAGED, 2009.
- BECKER, G. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Eco-
nomy*, v.70, n. 5, Part 2, Supplement p. 9-50, 1962.
- BRANDÃO, J. O rateio de ICMS por desempenho de municípios no Ceará e seu impacto
em indicadores do sistema de avaliação da educação. Dissertação. FGV, 2014.
- BRASIL. Ministério da Educação. Ensino Fundamental de Nove Anos. Brasília: Secretaria
da Educação Básica, 2011.
- CASTRO, C.; OLIVEIRA, J. Por que a educação brasileira é tão fraquinha? *Sociólogo
e as Políticas públicas*. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2009. P. 135-154.
- CEARÁ. História do PAIC. Disponível em: < [http://www.paic.seduc.ce.gov.br/index.php/
o-paic/historico/historia](http://www.paic.seduc.ce.gov.br/index.php/o-paic/historico/historia)>. Acesso em: setembro de 2016.
- FRANCA, E. Repasse da cota-parte do ICMS aos municípios cearenses: Avaliação das
mudanças ocorridas no período de 2009 a 2011. Dissertação: Mestrado Profissional em
Economia do Setor Público – UFC, 2014.
- GAME/UFMG. A avaliação externa como instrumento da gestão educacional nos estados.
Fundação Vitor Civita, 2011.

GARCIA, F.; SIMONASSI, A.; COSTA, R. A lei 14.023/07 e os investimentos em educação fundamental e saúde nos municípios cearenses: uma análise no período 2006-2010. *Revista Economia e Desenvolvimento*, v. 14, n. 1, p. 3-24, 2015.

GOMES, E.; DOMINGOS, C. A importância da utilização do ICMS Ecológico pelos Estados. *ICMS Ecológico. Artigos*, 2013. Disponível em: <<http://www.icmsecológico.org.br/images/artigos/a056.pdf>>.

GONDIM, L. Os “Governos das Mudanças” no Ceará: um populismo weberiano? Caxambu: ANPOCS, 1995.

NASPOLINI, A. A reforma da educação básica no Ceará. *Estudos Avançados*, v. 15, n. 42, p.169 – 186, 2001.

MADURO JUNIOR, P. Taxas de matrícula e gastos em educação no Brasil. Dissertação: EPGE – FGV. Rio de Janeiro, 2007.

MENDES, M. Descentralização do ensino fundamental: avaliação dos resultados do FUNDEF. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 24, 2001.

MILITÃO, C. FUNDEB, mais do mesmo? Nuances: estudos sobre Educação, *Presidente Prudente*, v. 18, n. 19, p. 124-135, 2011.

NOGUEIRA, C. Efeitos distributivos das políticas públicas: o caso da nova metodologia de cálculo da cota parte do ICMS do Ceará. *Revista FSA - Teresina - n° 9*, 2012.

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.

HOLANDA, M.; MEDEIROS, A.; MACHADO NETO, V. Operação SWAP. In: HOLANDA, M. (Org.). *Ceará, a prática de uma gestão pública para resultados*. Fortaleza: IPECE, 2006.

HOLANDA, M.; BARBOSA, M.; COSTA, L.; NOGUEIRA, C. Proposta de Mudança no Rateio da cota parte do ICMS entre os municípios cearenses. Fortaleza: IPECE, *Texto para Discussão 51*, 2007.

MARQUES, C.; AGUIAR, R. CAMPOS, M. Programa Alfabetização na Idade Certa: concepções, primeiros resultados e perspectivas. *Est. Aval. Educ.*, São Paulo, v. 20, n. 43, 2009.

MENEZES FILHO, N. A.; AMARAL, Luiz F. L. E. A Relação entre Gastos Educacionais e Desempenho Escolar. *Inspere Working Papers*, Inspere Instituto de Ensino e Pesquisa, 2009.

MENEZES, J. A vinculação constitucional de recursos para a educação. *Revista HISTEDBR On-line*, Campinas, n.30, p149 –163, 2008.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, v.68, n. 4, p. 281-300, 1958.

MONTEIRO, J. Gasto Público em Educação e Desempenho Escolar. *Revista Brasileira de Economia*, v. 69, n. 4, p. 467–488, 2015.

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.

ROSA, A.; HOLANDA, M.; MAIA JÚNIOR, F. O Marco Lógico da Gestão Pública por Resultados (GPR). In: HOLANDA, M. (Org.). Ceará, a prática de uma gestão pública para resultados. Fortaleza: IPECE, 2006.

SAVIANI, D. O legado educacional do regime militar. *Cad. Cedes*, Campinas, vol. 28, n. 76, p. 291-312, 2008.

SCHULTZ, T. Investment in human capital. *American Economic Review*, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SOARES, E. A distorção idade-série e a avaliação: relações. 37ª Reunião Nacional da ANPED. Florianópolis: UFSC, 2015.

SOUSA, J. Transformações políticas de institucionais no Ceará: as repercussões nas finanças públicas do estado. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 38, nº 4, 2007.

VASCONCELOS, J. R. de. Ceará e Pernambuco: economia, finanças públicas e investimentos nos anos de 1985-1996. In: AMARAL FILHO, J. (Org.). Federalismo fiscal e transformações recentes no Ceará. Fortaleza: INESP, 2000.

VIANA, M. Programa Magister Ceará: reflexões sobre formação docente. Dissertação: Mestrado Profissional em Avaliação de Políticas Públicas – UFC, 2011.

VIEIRA, S. Gestão, avaliação e sucesso escolar: recortes da trajetória cearense. *Estudos Avançados* 21 (60), 2007.

ANÁLISE DA DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES NA REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA AO LONGO DA DÉCADA DE 2000

Bianca dos Santos de Lima*

Andréa Ferreira da Silva**

Izete Pengo Bagolin***

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar o acesso e a distribuição das oportunidades humanas nos municípios da Região Metropolitana de Fortaleza (RMF) nos anos 2000 e 2010. Para isso, foi utilizada a metodologia do Índice de Oportunidade Humana (IOH), apresentado por Barros (2009), que tem por objetivo mensurar como está a distribuição do acesso a estes serviços básicos. A desigualdade de renda individual é resultado da interação entre fatores de esforço e circunstância, que podem ser mensurados por meio do acesso aos serviços básicos (saneamento, educação, energia elétrica e água canalizada). Com base nos dados do Censo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), conclui-se que para a RMF há uma pequena piora no IOH geral, o que demonstra o aumento da desigualdade no acesso aos serviços básicos.

Palavras-Chave: Índice de Oportunidade Humana, Desigualdade de Oportunidade, Região Metropolitana de Fortaleza.

ABSTRACT

The objective of this study is to analyze the access and distribution of human opportunities in the Metropolitan Region of Fortaleza (RMF) in 2000 and 2010. For this, we used the methodology of the Human Opportunity Index (HOI), presented by Barros (2009), which aims to measure how is the distribution of access to these basic services. Individual income inequality is the result of interaction between stress factors and circumstances that can be measured through access to basic services (health, education, electricity and running water). Based on Census data from the Brazilian Institute of Geography and

* Economista formada pela PUCRS.

E-mail: bianca.oirs@gmail.com. Cel.: (51) 8528-3848

** Doutoranda do Curso de Pós-Graduação em Economia - PPGE, Universidade Federal da Paraíba (UFPB). Mestre em Economia Rural pela UFC. E-mail: andrea.economia@yahoo.com. Cel.: (83) 99845-3167.

*** Professora e pesquisadora do PPGE/PUCRS.

E-mail: izete.bagolin@puccs.br.

Statistics (IBGE), we concluded that, for RMF, there is a small decrease in overall HOI, which represents an increase in inequality of access to basic services. linked to the proportion of spending on education and in the second the results of achievement in external evaluations. Therefore, we used data from the SAEB / Prova Brasil to estimate two models of difference in differences being the turning point of the treatment approval of those laws and as a control group, potiguar and paraibanos students. The estimates suggest that the model that rewards spending was not efficient in improving the educational indicator while the second intervention led to an average increase of 2% in the notes of Ceará students. Therefore, it is concluded that the definition of an objective goal is essential for the encouragement to succeed. The Ceará's model can serve as a basis for the reformulation of policies at the national level, in particular FUNDEB, with large potential gains.

Keywords: Human Opportunity Index, Inequality of Opportunity, Greater Fortaleza.

1 INTRODUÇÃO

Ao longo da década de 2000, a renda per capita do estado do Ceará apresentou um crescimento de 4,8%. Entretanto, no mesmo período, não foi observada uma significativa redução da desigualdade de renda no estado, pois o coeficiente de Gini passou de 0,67 para 0,61 (PNUD, 2010).

Tal situação não foi muito diferente na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF). Pois, apesar de um crescimento da renda per capita, que era de R\$ 496,32 e passou para R\$ 688,72, entre 2000 e 2010, índice de Gini também não apresentou um comportamento expressivo de queda, pois o mesmo passou de 0,65 para 0,61, nessa década, de acordo com os dados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010, fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Posto isso, com base nas evidências apresentadas, é possível questionar-se quais os possíveis determinantes da desigualdade persistente, e quais as razões da não conversão do crescimento econômico em menor desigualdade.

Diversas são as abordagens existentes na literatura, que vão desde a situação precária de níveis econômicos e sociais, medido pela renda (RAVALLION, 1997; HOFFMANN, 2000), até a detecção do nível elevado de desigualdade de oportunidades da população brasileira (BOURGUIGNON et al, 2007; FIGUEIREDO, SILVA E REGO, 2012).

Com foco no conceito de desigualdade de oportunidades, Romer (1998) apresenta que as diferenças de renda entre os indivíduos na sua fase adulta devem-se a dois elementos, sendo eles o esforço (requisitos ligados a responsabilidade) e as circunstâncias indivi-

duais (requisitos de não responsabilidade). Dessa forma, a desigualdade oriunda do esforço é considerada justa, pois o resultado obtido de cada indivíduo depende somente de fatores de sua responsabilidade. No entanto, a desigualdade de renda originada das circunstâncias, tais como raça, sexo, local de nascimento, grau de instrução dos pais, etc. são consideradas injustas. Pois, estes são considerados fatores de não responsabilidade das pessoas, dado que estas circunstâncias fogem do controle dos agentes, e por tanto, esta desigualdade deveria ser neutralizada. O autor acredita que circunstâncias podem facilitar ou dificultar o acesso aos serviços considerados essenciais para uma vida produtiva, como água potável, saneamento, eletricidade e educação básica.

Neste contexto, ao se deparar com o intenso processo de urbanização das grandes cidades, a expansão das áreas urbanas faz com que os municípios e seus limites confundam-se com os seus vizinhos, situação muito comum nas metrópoles. Frente a essa questão geográfica, várias dificuldades dos serviços públicos foram se destacando, a saber: transporte, segurança, saúde, educação, entre outros. Nessa perspectiva, surgiu a necessidade de elaborar políticas públicas para as áreas urbanas ao integrar os municípios envolvidos. Assim, para solucionar tais questões, foram criadas as Regiões Metropolitanas (RM) por meio da Lei Complementar 14, que por sua vez obedecia a Constituição de 1967. E a partir da Constituição de 1988 foi transferida do âmbito Federal para os seus respectivos Estados, de acordo com o § 3º do Artigo 25.1 (OBERVATÓRIO, 2005).

Portanto, segundo o IBGE, as RM têm como objetivo integrar a organização, o planejamento e a execução de funções públicas de interesse em comum para o desenvolvimento da região. Percebe-se, com isso, que esse objetivo foi alcançado na RMF, pois este é considerado um importante centro econômico do Ceará, representando em média 64,9% do PIB do estado no ano de 2010. De toda forma, verifica-se a importância de analisar esta região, pois, conforme já mencionado, mesmo que tenha ocorrido uma pequena melhora no índice de Gini e na renda per capita, não se deve considerar somente a renda como parâmetro de bem-estar, mas também deve-se levar em consideração como está a distribuição do acesso às oportunidades básicas.

Apoiado na perspectiva das desigualdades sociais e na busca por contribuir com os estudos sobre as desigualdades de oportunidades, o presente trabalho utiliza a metodologia proposta por Barros et al. (2009). Pois tem como principal objetivo a mensuração da distribuição do acesso às oportunidades humanas básicas entre os municípios da RMF.

Para tal propósito, foi construído o Índice de Oportunidade Humana (IOH) da população com idade entre seis e quinze anos da RMF. Para a elaboração deste índice foi

utilizado os microdados do Censo 2000 e 2010, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O trabalho é organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção dois é revisado do contexto histórico das desigualdades no Brasil, e definido o conceito de oportunidade humana, bem como sua origem e forma de mensuração. A partir disto, na seção três serão abordadas as características da RMF e a sua importância para o estado do Ceará. A seção quatro constitui-se na exposição da metodologia utilizada para o cálculo do IOH, e no tratamento que será realizado na base de dados do IBGE. Na seção cinco serão investigados os resultados da distribuição das oportunidades e a sua relação com as variáveis de circunstância obtidos por meio de regressão logística. Por fim, na seção seis, são apresentadas as considerações finais do trabalho.

2 OPORTUNIDADE HUMANA

2.1 As desigualdades no Brasil

Os problemas sociais vivenciados principalmente nos países em desenvolvimento, abrangem diversos tipos de desigualdades, desde desigualdade de renda, gênero, raça, desigualdade de oportunidades e várias tantas outras.

No caso do Brasil, nota-se as desigualdades presentes desde o início de sua história, pois desde o período de sua colonização já havia uma grande disparidade de renda. E mesmo com a criação de políticas sociais com o intuito de minimizar a desigualdade e realizar a inclusão social, a renda ainda é muito concentrada no Brasil. A concentração de renda é oriunda de diversos fatores, dentre eles as altas taxas de juros que favorecem rentistas e banqueiros e o sistema tributário regressivo. Mesmo

Diante deste cenário, o tema da desigualdade de renda tem sido uns dos mais discutidos da literatura econômica. Não distante disso, no estudo realizado por Bourguignon et al.¹ (2007, citado por FIGUEIREDO et al., 2012), foi constatado o alto nível de desigualdade de oportunidade no Brasil, o que evidenciou outro ponto importante que deveria ser estudo e discutido.

Souza (2009) considera que a desigualdade de renda está estreitamente ligada às oportunidades, e destaca que a concorrência por recursos começa antes mesmo da fase escolar e está estabelecida nas relações internas familiares. Sendo assim, o autor afirma

1. BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; MENÉNDEZ, M. Inequality of Opportunity in Brazil. Review of Income and Wealth, Series 53, nº 4, p. 585-618, Dez. 2007.

que as crianças chegam à escola em condições não equivalentes, e isso corre tanto pelas experiências vividas quando criança como também por cada uma nascer com habilidades e oportunidades diferentes.

Jesus Filho et al., (2014), explica que inúmeras das oportunidades das crianças brasileiras não são apenas limitadas por suas escolhas, e muito menos relacionadas ao esforço e capacidade exercidos por elas, mas sim as particularidades envolvidas no nascimento. Isto é, grande parte da desigualdade vivenciada pode ser atribuída pelas circunstâncias além do controle dos indivíduos em razão da não distribuição das oportunidades básicas para todas as crianças.

Em síntese, as questões sobre as desigualdades, sejam elas de renda ou de oportunidade, apresentam algumas respostas quanto aos questionamentos sobre as causas das desigualdades sociais que hoje ainda se observam no país.

2.2 A oportunidade humana, origem, conceito e formas de mensuração

Hodiernamente, a principal forma utilizada para explicar o crescimento econômico de uma sociedade é utilizando a renda. Apesar disso, como visto anteriormente, verifica-se a importância de analisar outros aspectos, como as oportunidades humanas, pois estas podem ser a explicação para a existente desigualdade na sociedade. Para alguns teóricos, a renda deve ser utilizada para relacionar com a composição do ambiente em que os indivíduos estão inseridos, desta maneira, é possível observar o resultado do desempenho destes ao longo de suas vidas.

Fundamentado na concepção de Rawls, Roemer (1998) apresenta o conceito de oportunidade. Para Rawls (1971), só poderia ser considerada justa uma sociedade se houvesse igualdade na atribuição de deveres e direitos básicos, desta maneira, proporcionaria liberdade a todos (princípio da igual liberdade). Para o autor as desigualdades econômicas e sociais deveriam estar ordenadas de tal maneira que seriam consideradas como vantajosas para todos, resultando em benefícios para os indivíduos menos favorecidos (princípio da diferença). De toda forma Rawls não apresenta a definição de oportunidade.

A explicação do conceito de oportunidade pode ser compreendida quando se observa o resultado obtido pelos indivíduos, pois é expressa em dois principais elementos: (I) o esforço desempenhado por estes e (II) as circunstâncias em que estão inseridos, ou seja, suas particularidades inatas, como gênero, raça, background familiar. Sendo assim, o esforço é considerado de responsabilidade, e as circunstâncias de não responsabilidade. Por consequência, as circunstâncias seriam responsáveis por delinear as oportunidades que os indivíduos desfrutariam de acesso.

Para Roemer (1998), os dois elementos estão ligados a duas formas distintas de desigualdade de renda, as consideradas justas (esforço) e injustas (circunstâncias). Sendo a primeira efeito do esforço de cada indivíduo, isto é, cada um terá sua renda proporcional ao seu desempenho, se um se dedica mais que outro então esse indivíduo receberá mais, e essa desigualdade de renda é considerada justa. A desigualdade injusta seria proveniente dos fatores que fogem do controle dos agentes, ou seja, independe do esforço desempenhado e, portanto, deveriam ser neutralizados. Assim sendo, a relação entre o esforço e as circunstâncias seriam responsáveis pela desigualdade de renda, mas o mais importante a ser destacado é a desigualdade de oportunidade.

Em geral a abordagem constituída nas oportunidades destaca que uma sociedade justa não é aquela em que a igualdade de resultado é necessariamente igual, mas sim aquela em que há plena igualdade de acesso aos serviços básicos substancial para o desenvolvimento de cada indivíduo.

Barros *et al.* (2009) na busca por identificarem como está o acesso à cobertura dos serviços básicos, criaram um índice para mensurar a desigualdade de oportunidades. A criação deste índice buscou corroborar para planejar novas políticas públicas de longo prazo, contribuindo para descontinuar os ciclos geracionais de desigualdade. De acordo com a teoria de bem-estar de Sen (2000) e Rawls (1979) deveriam haver oportunidades iguais entre os indivíduos de uma mesma sociedade. Baseado nesta teoria, este índice procura caracterizar como é distribuída as oportunidades em uma sociedade.

O índice é baseado no uso de circunstâncias exógenas que influenciam o acesso dos indivíduos a serviços fundamentais para seu bem-estar, e no grau que elas não podem a vir a ser responsabilizadas por elementos fora de seu controle. Atualmente o Banco Mundial mede por meio do índice como está o acesso e a distribuição dos serviços básicos nos países da América Latina e do Caribe.

Barros *et al.* (2009), consideram importante as oportunidades para explicar os resultados alcançados pelos indivíduos. Sendo assim os autores criaram o Índice de Oportunidade Humana (IOH), que utiliza de medidas sucintas para demonstrar o quão distante estão os indivíduos do acesso pleno e igualitário aos serviços básicos de uma determinada localidade. Com o objetivo de demonstrar como as características individuais influenciam a probabilidade de acesso às oportunidades básicas, o índice destaca a utilização apenas de variáveis de circunstância, pois estas são consideradas fatores de não reponsabilidade.

Os autores determinam a utilização do índice unicamente a indivíduos na faixa etária

entre zero e dezesseis anos. A explicação para este corte etário está em dois motivos: (I) Pessoas nessa faixa etária ainda estão se capacitando, e possíveis desigualdades de oportunidades devem-se às suas características pessoais e não ao seu esforço; e (II) há comprovações de que políticas públicas focadas no início do ciclo de vida são menos custosas e mais eficazes. Sendo assim, é possível obter unicamente os resultados do componente de circunstância (LIMA; BAGOLIN, 2016).

O índice apresenta um modelo de mensuração de desigualdade de oportunidade, e é composto por um conjunto de oportunidades de serviços básicos considerados necessários, tais como: o acesso à água canalizada, energia elétrica, saneamento adequado e educação básica. As características relativas à habitação são utilizadas como parâmetros do padrão de vida dos indivíduos, e a premissa de estar na série certa e em idade compatível evidencia o acesso à educação básica.

Formado por um elemento de cobertura de acesso a determinado serviço básico e também pela dissimilaridade, o índice tem por finalidade mensurar a desigualdade de oportunidade de acordo com as particularidades pessoais. Os resultados observados no índice variam de 0 a 1, sendo que $IOH = 1$ representa igualdade de oportunidade e completa cobertura de serviços.

3 IMPORTÂNCIA E CARACTERÍSTICAS DA REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA

Catalão (2009) explica que a criação das regiões metropolitanas foi uma das soluções encontradas para resolver muitos dos problemas urbanos e que estavam além da esfera dos municípios. Além do mais, observou-se a necessidade de promover o desenvolvimento socioeconômico em uma escala regional em que houvesse uma ação conjunta no planejamento e na gestão dos bens e serviços metropolitanos.

Conforme a Constituição brasileira, as regiões metropolitanas são formadas por municípios de uma mesma comunidade socioeconômica que tenham por objetivo realizar serviços públicos de interesse comum. A Lei Complementar Federal nº 14, de 8 de junho de 1973, instituiu formalmente a Região Metropolitana de Fortaleza (RMF), conhecida também como a Grande Fortaleza, sendo esta integrada, inicialmente, apenas por cinco municípios, a saber: Fortaleza, Caucaia, Aquiraz, Pacatuba e Maranguape. De acordo com as informações do IBGE cidades, em 1983 e 1987, os municípios de Maracanaú e Eusébio, respectivamente, passaram a fazer parte da região metropolitana. Já em 1992, foram as cidades de Itaitinga e Guaiuba. No ano de 1999 foram inseridas na RMF, os municípios de Pacajus, São Gonçalo do Amarante, Chorozinho e Horizonte. E os municípios de Cascavel

e Pindoretama no ano de 2009.

A RMF está localizada no centro da faixa litorânea do estado do Ceará, possuindo, em 2010, uma extensão territorial de 5.795 Km². Segundo o Atlas do Desenvolvimento Humano nas regiões metropolitanas brasileiras, em 2010, a RMF possuía um grau de urbanização de 96% , e em torno de 42,8% da população cearense vivia na RM, ou seja, 3.615.767 habitantes. E se tratando do município-núcleo da RM, Fortaleza concentrava cerca de 68% da população metropolitana.

Ainda de acordo com o Atlas do Desenvolvimento Humano nas regiões metropolitanas brasileiras, o PIB da RMF em 2000 era de R\$ 14,76 bilhões, representando, portanto, 70,9% do PIB do estado do Ceará. Já em 2010, o PIB passou a representar 64,9% do total estadual, representado R\$ 50,6 bilhões. A crescente atividade dessa região e sua dinâmica demográfica se deu por vários fatores, como por exemplo: a formação de um corredor industrial, localizado ao sul da RM, ao longo da BR-116, dentro dos municípios de Pacajús e Horizonte; a existência de um polo industrial no município de Maracanaú. Já no sentido oeste da RM, localizado nos municípios de São Gonçalo do Amarante e Caucaia, existe Complexo Portuário do Pecém.

Com base no Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM)², em 2000, a RMF apresentava um IDHM de 0,622, situando-se na faixa de médio desenvolvimento humano. Já em 2010, o nível de desenvolvimento em geral dos 15 municípios da RMF encontrava-se na faixa de 0,732, passando para a um alto desenvolvimento.

Em relação ao IDHM Educação, em 2000 era de 0,488 passando para 0,672 em 2010. Já o IDHM Longevidade passou de 0,743 em 2000 para 0,814 em 2010. E por fim, o IDHM Renda em 2010 era de 0,716, o que em 2000 era 0,663. Sendo assim, como pode ser observado, entre os anos de 2000 e 2010, a dimensão que mais cresceu, em valores absolutos, foi a dimensão educação, registrando um crescimento de 0,184.

Portanto, o evidente crescimento da RMF demonstra um processo conciliado de desconcentração, ampliação e reorganização em torno da elaboração de novos centros no território da metrópole. Ante isso, o Observatório (2005) corrobora que a expansão populacional dos municípios de Fortaleza reafirma a convergência centro-periferia que caracteriza as metrópoles brasileiras. E por meio desse processo de periferização, o qual é característica das expansões das grandes cidades, a população pobre também se desloca em busca de melhores condições de vida e acesso à moradia e à terra.

2. O Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) é uma medida resumida do progresso a longo prazo em três dimensões básicas do desenvolvimento humano: renda, educação e longevidade.

O Observatório (2005) ainda afirma que a existência de uma região metropolitana, e para o caso da RMF, auxilia as políticas para o transbordamento da capital para outros municípios da região, pois houve a descentralização industrial, ampliação do mercado imobiliário, expansão das atividades de turismo, construção de conjuntos habitacionais, dentre outros. E assim, com essa integração, houve o desencadeamento das condições de acesso viário, redefinições das funções urbanas, ampliando, dessa forma, a mobilidade dentro da RM.

4 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Para o cálculo da distribuição de oportunidades na RMF, será utilizada a mesma metodologia criada por Barros et al. (2009) e adotada por outros autores na realização de trabalhos que mensuraram a distribuição das oportunidades.

Lima e Bagolim (2016) ao realizarem uma análise dos municípios da região metropolitana de Porto Alegre a partir do Censo 2000 e 2010, começam sua análise mensurando a probabilidade de uma criança ter acesso a determinado bem ou serviço. O cálculo determina que a probabilidade de uma criança i ter acesso ($A=1$) a determinado bem ou serviço, condicionado ao seu vetor de variáveis de circunstâncias (x), pode ser expressa por:

$$P(A = 1 | x_{1i} \dots x_{mi}) \quad (1)$$

em que $i = 1, \dots, n$ e $\{x_k | k = 1, \dots, m\}$.

Por meio do modelo de regressão logística, é permitido determinar a relação entre o conjunto de circunstâncias e o seu acesso. Dado que este está limitado às características individuais e ao ambiente, estimam-se os métodos da seguinte regressão:

$$p_i = \frac{\exp(\beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k x_{ki})}{1 + \exp(\beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k x_{ki})} \quad (2)$$

sendo p_i a probabilidade individual.

Baseado no resultado individual da amostra de tamanho N , consegue-se calcular a taxa de cobertura (TC) do serviço em análise, ou seja, mede-se a proporção do acesso ao serviço j pela pessoa i . A taxa cobertura contribui de maneira positiva para o aumento do IOH, e seu resultado admite valores no intervalo entre 0 e 1, em que, quanto mais próximo de 0, significa menor cobertura ao prover determinado bem. Para tal, calcula-se a média aritmética das probabilidades condicionais individuais, expressa por:

$$TC = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n p_i \quad (3)$$

Salienta-se, porém, que mesmo sendo um indicador significativo para evidenciar a disponibilidade de oportunidades básicas, a taxa de cobertura não leva em consideração como o acesso a estes bens e serviços estão distribuídos entre os grupos definidos pelas circunstâncias. Desse modo, Barros (2009) apresenta o Índice de Dissimilaridade (ID), que tem por finalidade mensurar a fração de todas as oportunidades que necessitam ser repositadas para que a igualdade de oportunidade seja conservada. Ela é dada por:

$$ID = \frac{1}{2TC} \sum_{i=1}^n \frac{1}{N} |p_i - TC| \quad (4)$$

O índice de dissimilaridade resulta em valores entre 0 e 1, sendo que, quanto mais próximo de 1, mais desigual é a distribuição de determinada oportunidade. Sendo assim, $1 - ID$ remete à parcela alocada igualmente entre os indivíduos.

Uma vez calculado o índice de dissimilaridade e a taxa de cobertura, obtém-se o IOH, pois este é resultado da combinação entre estes dois elementos, e pode ser denotado por:

$$IOH = TC * (1 - ID) \quad (5)$$

Neste caso a taxa de cobertura atua como fator de ponderação, sendo alocada conforme o princípio de igualdade de oportunidade ($1 - D$). Ao certificar-se de que o acesso dos indivíduos a determinada oportunidade é isento da transmissão de variáveis de não responsabilidade, o índice de dissimilaridade assume o valor de 0 e o IOH retrata apenas a taxa de cobertura.

Desta maneira, o IOH tem por finalidade mensurar a probabilidade do acesso ao conjunto de serviços básicos. Os resultados do índice variam entre 0 e 1, sendo que $IOH=1$ representa igualdade de oportunidade plena, e completa cobertura de serviços.

Ferreira et al., (2012) denotam que a formação do IOH possibilita concluir que este é Pareto-consistente, considerando que, dado o grau de ID, o aumento da cobertura de oportunidades (aumento na TC) amplia o valor do índice, assim como a melhoria na alocação das oportunidades existente entre os grupos (redução em ID) também o faz.

4.1 Base de dados

Os dados utilizados foram extraídos das bases de 2000 e 2010 dos censos demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A escolha do período de análise deve-se por 2010 representar os dados mais recentes até então publicados pelo IBGE, enquanto que a utilização dos dados de 2000 permite capturar as modificações ocorridas

ao longo de 10 anos. Acredita-se que neste espaço de tempo seja possível encontrar alterações significativas no acesso a um conjunto de serviços básicos (CAVALCANTI, RAMOS; 2013).

Para excluir o fator esforço e analisar apenas fatores circunstanciais, adotaram-se como unidade de observação pessoas de 6 a 15 anos de idade com o intuito de acompanhar a idade escolar que se inicia aos 6 anos de idade (LIMA; BAGOLIN, 2016). As variáveis utilizadas neste estudo seguem a classificação em conformidade com a metodologia apresentada Barros et al. (2009), e são descritas a seguir

O conjunto de oportunidades que os autores adotaram foram o acesso à água canalizada, energia elétrica, saneamento adequado e educação básica. Para medir o saneamento adequado, utilizou-se a definição do IBGE de cobertura de esgotamento sanitário, considerando da seguinte maneira: (i) rede coletora de esgoto ou pluvial; (ii) fossa séptica ligada à rede coletora de esgoto ou pluvial ou (iii) fossa séptica não ligada à rede coletora de esgoto ou pluvial. Para medir o acesso à educação básica, observou-se se os indivíduos estavam frequentando escola/creche e se estavam em idade escolar adequada³. No Quadro 1 encontram-se as variáveis escolhidas para este estudo.

Quadro 1 – Lista de variáveis

Tipo	Variável	Especificação
Variável de oportunidade (Op)	Água canalizada	Op= 1 se tem acesso Op= 0 se não tem acesso
	Saneamento	
	Eletricidade	
	Escola	Op= 1 está na idade certa; Op= 0 não está na idade certa
	Idade escolar adequada	
Variável circunstância (Cc)	Gênero (sexo)	Cc= 1 se é masculino; Cc= 0 se é feminino
	Raça (cor)	Cc= 1 se é branco; Cc= 0 se não é branco
	Área	Cc= 1 se reside no urbano; Cc= 0 se reside no rural
	Número de pessoas	Cc= contínua
	Renda per capita	Cc= contínua, logarítmica

Fonte: Cavalcanti e Ramos (2013, p.7)

As oportunidades apresentadas foram identificadas de maneira binária, utilizando o valor de 1 se o indivíduo possui acesso a determinado bem ou serviço, e 0 se não possui acesso.

3. Para a variável idade escolar adequada, adotou-se a divisão do Conselho Nacional de Educação, diferenciando o ano de 2012 devido a lei nº 11.274, de 06 de fevereiro de 2006, em que estabelece a inclusão do nono ano no Ensino Fundamental. Vale salientar que para esta variável, o corte etário é de 6 a 16 anos (CAVALCANTI; RAMOS; 2013, p. 7).

Da mesma maneira que no estudo de Ferreira et al., (2012), as variáveis de circunstância⁴ escolhidas para serem utilizadas como regressores do conjunto de oportunidades são: gênero (sexo) e raça (cor), os quais tem o objetivo de identificar a existência de discriminação direta; renda mensal domiciliar *per capita*, para captar os efeitos provenientes de recursos a que os indivíduos possuem acesso; área de residência, para analisar disparidades entre o meio urbano e rural; e o número de pessoas que vivem no domicílio, para avaliar a estrutura familiar.

A seleção dos dados foi realizada de acordo com os municípios que formam a RMF, esta que foi estudada e analisada ao longo deste trabalho, bem como o corte etário proposto. Foram excluídos também os indivíduos com valores nulos nas variáveis de interesse do presente estudo. Logo, a amostra resultou em 252.228 observações.

4.2 Análise descritiva das variáveis de circunstância e oportunidade

Após o tratamento dos microdados da amostra do Censo do IBGE, restaram 109.562 observações do ano 2000, e 142.666 do ano 2010. Dentre as variáveis de circunstância selecionadas para o presente trabalho, observa-se uma mudança na renda média per capita que em 2000 era de R\$ 496,32 e, em 2010, passou a ser de R\$ 688,72. A média de moradores por domicílio também sofreu modificações, passando de 5,87 em 2000 para 5,16 em 2010.

Quando a distribuição de gênero é comparada entre os dois anos, nota-se que não ocorreram modificações significativas. No entanto, o subgrupo raça/cor apresentou alterações no seu arranjo, evidenciando um aumento do número de pessoas não brancas na população geral. Observa-se que também houve modificações para o subgrupo área de residência, pois diminuiu a quantidade de pessoas residindo em área urbana.

Para as variáveis de oportunidade, nota-se a presença de energia elétrica para quase 100% dos domicílios em 2010. Houve melhora no acesso à escola, água canalizada e idade escolar adequada entre 2000 e 2010. No entanto, o serviço de saneamento básico teve redução no seu acesso.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

5.1 Resultados para a regressão logística

A partir da regressão logística foram obtidos os coeficientes estimados e as *odds ratios* para o conjunto de oportunidades proposto. Os resultados que são apresentados para a RMF referentes ao ano de 2000 constam na Tabela 1, e para o ano de 2010 na Tabela 2.

4. Apesar da presença da mãe e dos anos de estudo da pessoa de referência representar um importante fator de circunstância, conforme demonstrado no estudo de Barros et al. (2009), devido a insuficiência de dados no Censo de 2000 fez com que, no presente trabalho, não fossem consideradas.

O primeiro fato a ser salientado é que os acessos a todos os serviços básicos exceto acesso à escola, tiveram coeficientes significativos evidenciando maior probabilidade para os domicílios situados em áreas urbanas, tanto no ano 2000, quanto em 2010 para a RMF.

Em relação à variável cor/raça, esta apresentou significância para todas as oportunidades, exceto para saneamento em 2000, e idade adequada em 2010. Pelos resultados, pode-se observar que os indivíduos considerados brancos apresentam maior probabilidade de acesso aos serviços básicos do que os considerados não-brancos.

Em 2000, o número de pessoas residindo no domicílio apresentou-se estatisticamente significativo para todas as oportunidades, revelando que, quanto maior o número de indivíduos, menor é a probabilidade de acesso aos bens e serviços básicos. Em 2010, os resultados são espelho do observado em 2000, exceto pelo o acesso ao saneamento básico, pois demonstram o oposto do que se observou anteriormente.

Analisando a renda domiciliar *per capita* mensal, pode-se perceber que indivíduos com maior renda possuem maior probabilidade de acesso aos serviços básicos (exceto para acesso à escola no ano 2010), visto a existência de correlações positivas estatisticamente significativas entre esta variável de circunstância e as oportunidades.

O sexo dos indivíduos é apenas estatisticamente significativo para acesso à educação e idade escolar adequada, esse movimento ocorreu nos dois anos em análise. Contudo, a variável foi mantida para padronizar as análises.

Tabela 1 – Coeficientes e *odds ratios* estimados pelas regressões logísticas, por tipo de oportunidade para a RMF em 2000.

Variável	Eletricidade	Saneamento	Água canalizada	Acesso à escola	Idade adequada
Área	3,072* (21,580)	1,684* (5,388)	3,298* (27,050)	-0,051 (0,950)	0,255* (1,291)
Nº de moradores	-0,126* (0,881)	-0,065* (0,937)	-0,080* (0,923)	-0,126* (0,882)	-0,076* (0,926)
Sexo	-0,052 (0,949)	0,013 (1,013)	-0,019 (0,981)	-0,106* (0,899)	-0,152* (0,859)
Cor/Raça	0,081* (1,084)	0,033 (1,034)	0,075* (1,077)	0,184* (1,202)	0,100* (1,105)
Renda per capita	0,531* (1,701)	0,464* (1,591)	0,326* (1,386)	0,372* (1,451)	0,170* (1,186)
Constante	2,226* (1,701)	-1,905* (1,591)	-1,547* (1,386)	3,382* (1,451)	0,069* (1,186)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE (2016). (*) valores significativos a 1%. Odds ratio entre parênteses.

Tabela 2 – Coeficientes e *odds ratios* estimados pelas regressões logísticas, por tipo de oportunidade para a RMF em 2010.

Variável	Eletricidade	Saneamento	Água canalizada	Acesso à escola	Idade adequada
Área	0,382* (1,464)	1,892* (6,635)	2,568* (13,043)	-0,074 (0,928)	0,053* (1,054)
Nº de moradores	-0,071* (0,932)	0,013* (1,013)	-0,056* (0,946)	-0,128* (0,880)	-0,043* (0,958)
Sexo	-0,073 (0,930)	-0,016 (0,984)	-0,023 (0,977)	-0,180* (0,835)	-0,037* (0,964)
Cor/Raça	0,258* (1,294)	0,041* (1,042)	0,093* (1,097)	0,196* (1,216)	0,000 (1,000)
Renda per capita	0,529* (1,697)	0,406* (1,501)	0,164* (1,178)	-0,031 (0,969)	-0,025* (0,975)
Constante	2,278*	-4,312*	-0,966*	4,290*	0,343*

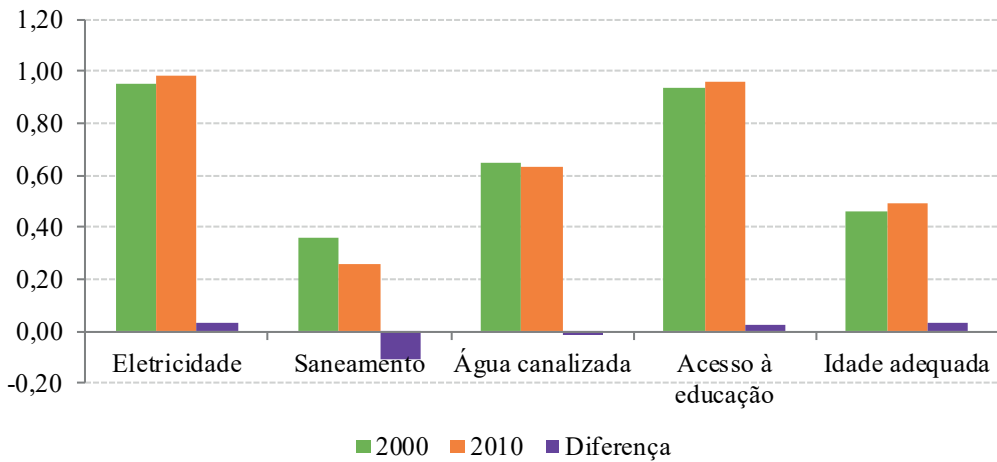
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE (2016). (*) valores significativos a 1%. Odds ratio entre parênteses.

5.2 Resultados para o IOH

Conforme apresentado anteriormente, o IOH expressa a situação em que se encontram as possibilidades de acesso a determinado bem ou serviço. Portanto, o IOH permite compreender o quão distante uma sociedade está de oferecer pleno e igualitário acesso às oportunidades básicas. As cinco oportunidades abordadas neste trabalho foram agregadas em apenas um indicador através de média simples da mesma maneira que no estudo de Ferreira et al., (2012). Além dos resultados gerais para o IOH da RMF, também serão apresentados os resultados para cada uma das oportunidades em análise nos gráficos a seguir.

Em 2010 a RMF obteve uma pequena queda em seu resultado agregado do IOH quando se compara com o resultado de 2000. Este movimento pode ser identificado por meio do Gráfico 1, em que se observa o aumento da desigualdade no acesso ao saneamento e água canalizada.

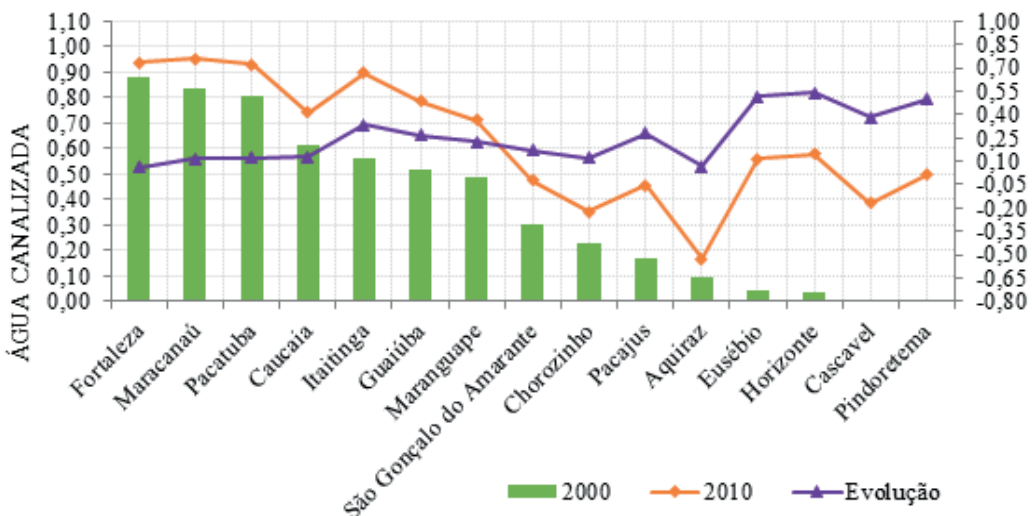
Gráfico 1 – Evolução do IOH agregado para RMF em 2000 e 2010.



Fonte: Elaboração própria.

Contudo, mesmo havendo avanços no acesso em 3, das cinco, oportunidades em estudo nos últimos anos, os resultados não foram suficientes para aumentar o IOH geral da RMF. Conforme atribuído anteriormente, a diminuição do IOH agregado deve-se principalmente a diminuição na oferta de água canalizada na RMF. Nota-se a existência de desigualdade entre os que compõem a região, pois há municípios com elevado nível de oferta de água em 2010, como é o caso de Maracaná, e o inverso ocorre no município de Aquiraz, tendo este o menor IOH para o indicador água canalizada. Contudo é observado uma evolução ao longo do tempo. Por meio do Gráfico 2 é possível observar o comportamento do indicador de água canalizada ao longo dos 10 anos.

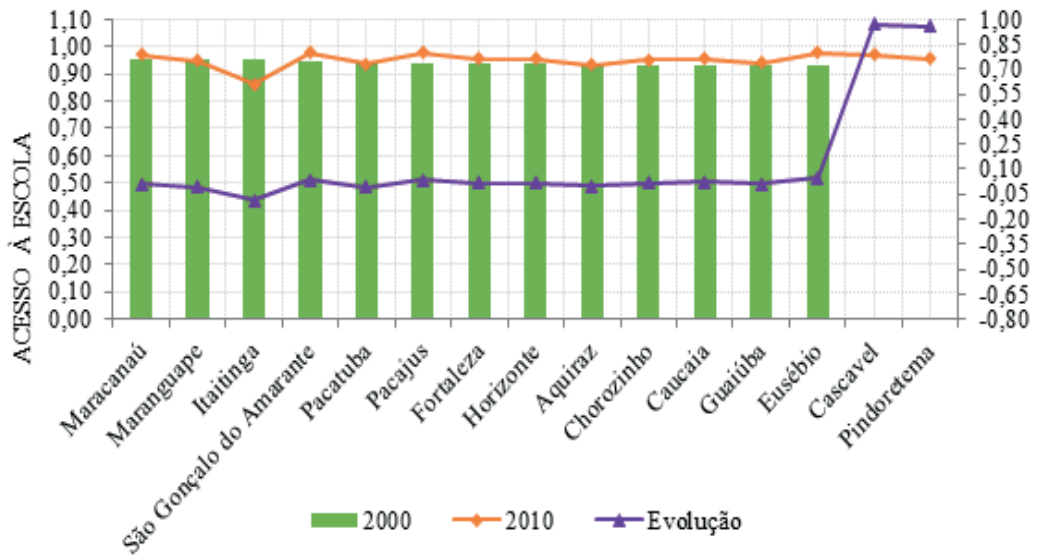
Gráfico 2 – Resultados do IOH para variável água canalizada nos municípios da RMF para os anos de 2000 e 2010.



Fonte: Elaboração própria.

Em relação ao acesso à escola, tanto em 2000, quanto em 2010, é observado uma distribuição bastante homogênea do IOH para esse indicador, como pode ser visualizado no Gráfico 3.

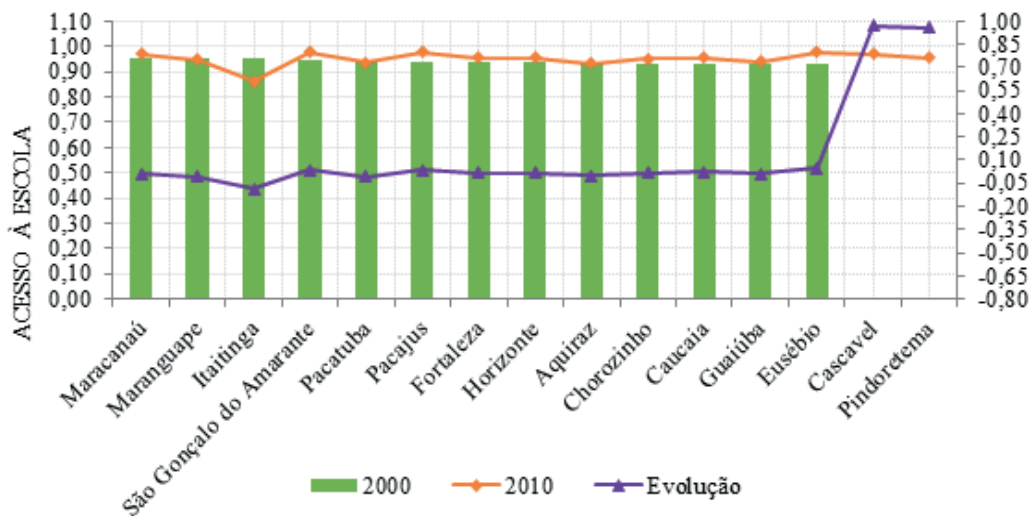
Gráfico 3 – Resultados do IOH para variável acesso à escola nos municípios da RMF para os anos de 2000 e 2010.



Fonte: Elaboração própria.

O município de Itaitinga, em 2010, apresentava o pior desempenho da região. Ao analisar o comportamento deste município em relação ao acesso à escola e estar em idade adequada de estudo (Gráfico 4) no ano 2010, observou-se que os dois indicadores apresentam baixos resultados, demonstrando a necessidade de melhorias na esfera educacional. Ainda no Gráfico 3, todos os municípios da RMF apresentam quase 100% de acesso a este serviço em 2010, indicando que mais crianças estão estudando. Mesmo tendo-se consciência de que mais crianças estão estudando, nota-se também que estas não estão conseguindo acompanhar as séries da escola, ou estão tendo acesso tardio a educação conforme o Gráfico 4.

Gráfico 4 – Resultados do IOH para variável idade escolar adequada nos municípios da RMF para os anos de 2000 e 2010.



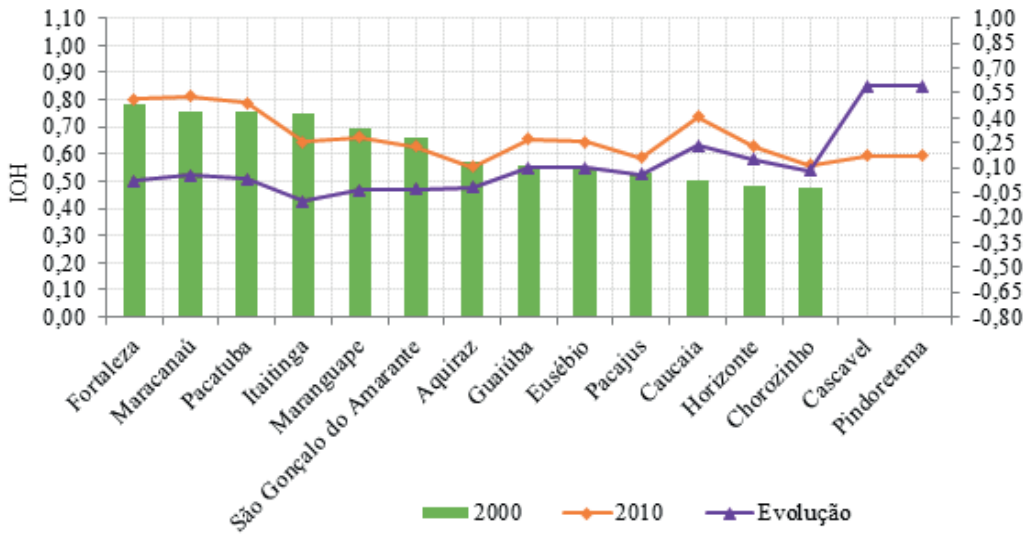
Fonte: Elaboração própria.

Em relação ao IOH para a variável saneamento (Gráfico 5), 8 municípios⁵ melhoraram seu acesso no ano de 2010 quando comparado à 2000, demonstrando desta maneira o investimento realizado para melhorar o acesso a este serviço. Já Itaitinga, São Gonçalo do Amarante, Maranguape, Aquiraz, Pacajus e Pindoretama em 2010 se mostraram mais deficitários do que no ano 2000.

Ao analisar o Gráfico 5, nota-se a alta disparidade de resultado entre os municípios, mas principalmente quando se observa Itaitinga, onde é visto uma piora bastante expressiva do acesso a saneamento ente os anos 2000 e 2010. Nesse caso, esse movimento ocorre em razão da baixa taxa de cobertura, o que influencia de maneira negativa o índice. Por outro lado, em Pacatuba, Fortaleza e Maracanaú observa-se uma melhora significativa no acesso no período em estudo.

5. Pacatuba, Fortaleza, Maracanaú, Caucaia, Guaiúba, Horizonte, Chorozinho e Cascavel.

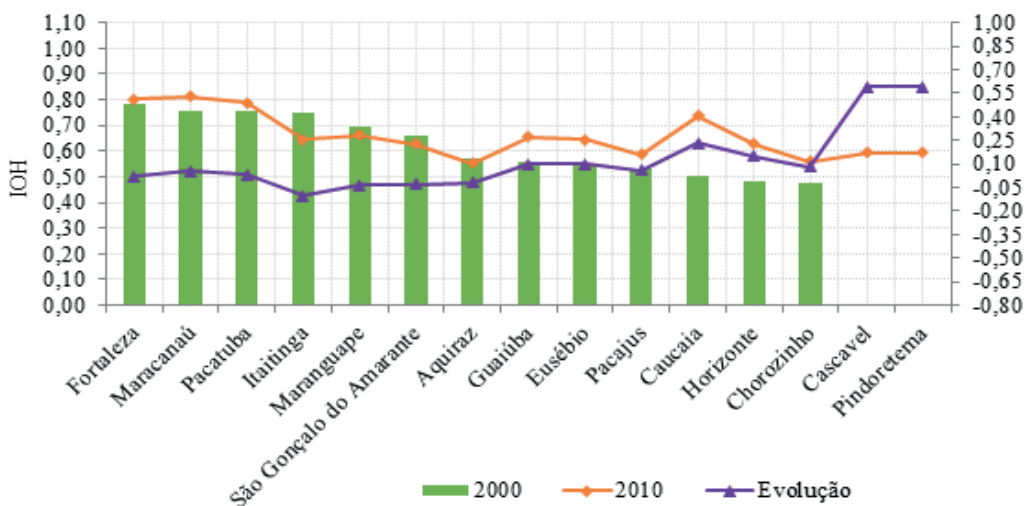
Gráfico 5 – Resultados do IOH para variável acesso ao saneamento adequado nos municípios da RMF para os anos de 2000 e 2010.



Fonte: Elaboração própria.

A partir do Gráfico 6, é possível observar que Fortaleza, Maracanaú, Pacatuba, Guaiúba, Eusébio, Pacajus, Caucaia, Horizonte e Chorozinho foram os únicos municípios que superaram os resultados do ano de 2000 no IOH, revelando um acréscimo na taxa de cobertura dos serviços públicos. Nota-se um aumento nos números do índice quando comparados os resultados do ano de 2010 em relação ao ano de 2000. Isto pode ser constatado pois em 2000 o melhor resultado era do município de Fortaleza, o qual apresentava IOH de 0,7809. Já em 2010 o melhor resultado passou a ser de Maracanaú, apresentando 0,8037 para o índice.

Gráfico 6 – Resultados do IOH para os municípios da RMF nos anos de 2000 e 2010.



Fonte: Elaboração própria.

Vale destacar que Caucaia obteve o melhor desempenho dentre os municípios analisados, pois ocupava a décima primeira colocação do índice em 2000 e no último ano passou a ser o município com um dos maiores IOH da RMF, pois apresentou a maior evolução no decorrer de 10 anos, essa diferença apresenta uma melhoria de mais de 45%. Isso ocorreu porque este município apresentou um considerado crescimento nos acessos à escola, idade escolar adequada, saneamento e água canalizada no último ano.

Os resultados observados para IOH ocasionaram certas vezes o descolamento das curvas entre um ano e outro para alguns municípios. Mesmo havendo melhora nos indicadores para alguns municípios, o que se almeja é que sempre haja aumento dos resultados para todos que compõem a RMF, e que em um futuro todos tenham acesso pleno e igualitário a estes serviços básicos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho se propôs a contribuir com os estudos sobre as desigualdades de oportunidade, buscando mensurar a distribuição do acesso aos serviços básicos entre os municípios da RMF. Em conformidade com as definições de Barros (2009), foi construído o IOH para os anos de 2000 e 2010.

No decorrer deste trabalho observou-se que o Brasil traz consigo a desigualdade de renda como problemática em seu histórico, mas vem apresentando grandes melhorias nos últimos anos. Diante deste cenário, buscou-se apresentar as abordagens em torno das oportunidades humanas, pois conforme Roemer (1998) destaca, a desigualdade de renda é decorrência da interação entre as circunstâncias e o esforço dos indivíduos.

Conforme já destacado, notou-se a necessidade de realização deste estudo para a RMF devido ao seu importante espaço na economia cearense, e nordestina. E, ao longo deste trabalho, foi possível identificar as mudanças ocorridas nesta região ao longo do tempo desde a sua formação.

A partir da regressão logística, foi possível perceber que as circunstâncias apresentaram maior probabilidade de acesso às oportunidades para os indivíduos de cor branca, residentes da área urbana, com poucos moradores no domicílio, e com renda per capita maior. O sexo não se mostrou significativo para grande maioria das oportunidades.

Os resultados encontrados no IOH agregado apontam para uma pequena queda do índice da RMF no período analisado. Esta diminuição deve-se ao decréscimo na disponibilidade do serviço de água canalizada e saneamento, pois este apresentou-se de forma

reduzida em 2010. De todo modo, as demais oportunidades apresentaram melhorias na distribuição dos seus serviços ao longo do período analisado.

Ao analisar o acesso a cada uma das cinco oportunidades, percebeu-se que o acesso à educação e a eletricidade são praticamente universais nesta região. Foi possível observar que ocorreu ampliação nestas duas dimensões, mas o acesso à eletricidade foi a oportunidade que apresentou melhor resultado no último ano. A água canalizada foi a dimensão com pior desempenho, apresentando espaço para grandes melhorias na distribuição do acesso, de tal forma que haja diminuição da desigualdade.

Logo, percebeu-se a existência de desigualdade de oportunidade entre os municípios da RMF em 2010. Em suma, o trabalho possibilitou compreender a necessidade de políticas públicas focalizadas na melhoria do acesso aos serviços básicos, principalmente nos municípios de Itaitinga, Maranguape, São Gonçalo do Amarante, e Aquiraz, pois apresentaram os piores resultados para o IOH geral.

Mesmo com um resultado superior do na idade escolar adequada no último ano, nota-se que ainda se está muito aquém do desejado, pois não se conseguiu alcançar nem metade do resultado máximo do índice. Estes números demonstram o desafio que se tem em conseguir que a população esteja na idade correta em relação ao ano escolar.

Como limitação do presente estudo, tem-se a insuficiência de dados no Censo 2000 e 2010, fazendo com que o presente trabalho não pudesse considerar circunstâncias como: a presença da mãe no domicílio e do nível de escolaridade da pessoa de referência da família. Sugere-se que futuros trabalhos busquem ampliar o conjunto de variáveis de circunstância na construção do IOH, podendo também adicionar outros serviços básicos.

REFERÊNCIAS

BARROS, R. P.; FERREIRA, F. H. G.; VEGA, J. M.; CHANDUVI, J. S. **Medida da desigualdade de oportunidades na América Latina e no Caribe**. Washington; São Paulo: Banco Mundial; Singular, 2009.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; MENENDEZ, M. Inequality of opportunity in Brazil. **Review of income and Wealth**, v. 53, n. 4, p. 585-618, 2007.

CAVALCANTI, D. M.; RAMOS, F. S. Igualdade de oportunidade nas regiões brasileiras: um estudo de sua evolução e composição, no período de 2002 a 2012. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 19, 2013. **Anais...** Encontro Regional de Economia. Banco do Nordeste, 2013. Disponível em: <<http://www.bnb.gov.br/artigos-do-xix-encontro-regional>>. Acesso em: 10 de setembro de 2015

CATALÃO, I. **Entre a institucionalização e a vida cotidiana**: elementos para repensar o espaço metropolitano de Brasília. São Paulo: v.11, n. 22, p. 519-544, jul.-dez. 2009. Disponível em: <<http://revistas.pucsp.br/index.php/metropole/article/view/5946/4299>>. Acesso em: 11 de maio de 2015.

FERREIRA, D.; GONÇALVES, F.O.; OLIVEIRA, V. R. **Igualdade de oportunidades: Uma análise espacial para os municípios brasileiros a partir do Censo 2010**. 2012. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao/files_I/i9-63cd1af0d7e-ba2ccb43c0d1382c9c9aa.pdf>. Acesso em: 13 de maio de 2015.

FIGUEIREDO, E. A.; SILVA, C. R. F.; REGO, H. O. Desigualdade de Oportunidades no Brasil: Efeitos diretos e indiretos. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 2, p. 237-254, 2012. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/eoa/v16n2/v16n2a02.pdf>>. Acesso em: 5 de julho de 2015.

FILHO, J. J.; MIRO, V.; SULIANO, D. Avaliando as condições de oportunidade a partir do IOH ao longo da década de 2000: Evidências para o Ceará. **RPD - Revista Paranaense de Desenvolvimento**, v. 35, n. 127, 2014. Disponível em: http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/textos_discussao/TD_104.pdf. Acesso em: 13 de abr. de 2015.

HOFFMANN, R. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 28 de setembro de 2016.

IBGE. **Economia, Produto Interno Bruto dos Municípios**. Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Contas Nacionais. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em 10 de setembro de 2015.

OBSERVATÓRIO. **Análise das Regiões metropolitanas do Brasil: Identificação dos espaços metropolitanos e construção de tipologias**. Rio de Janeiro: Observatório das Metrópoles, FASE/IPPUR/IPARDES, 2005, (Relatório da Atividade 01).

PEQUENO, L. R. B.; ARAGÃO, T. **Dimensão habitacional da região metropolitana de Fortaleza**. 2009.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). Atlas do desenvolvimento humano no Brasil. Disponível em <<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>>. Acesso em 15 de Setembro de 2016.

RAVALLION, M. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economics letters**, v. 56, n. 1, p. 51-57, 1997.

RAWLS, J. **A Theory of Justice**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1971.

ROEMER, J.E. **Equality of opportunity**. Cambridge, M.A: Harvard University Press, 1998.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Companhia de bolso, 2000.

SOUZA, R. M. **Crescimento econômico e desigualdade na distribuição de renda no Brasil dos anos 1970 a 2007**. 2009. 56f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação) - Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre. Disponível em: <<http://www.lume.ufrgs.br/handle/10183/25369>>. Acesso em: 11 de outubro de 2015.

ANÁLISE ESPACIAL DO DESEMPENHO ESCOLAR DA EDUCAÇÃO BÁSICA DOS MUNICÍPIOS DO ESTADO DO CEARÁ

Helson Gomes de Souza*

Francisco José Silva Tabosa**

RESUMO

O Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB), criado no ano de 2007 pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) possibilita a formulação de um diagnóstico sobre a qualidade da educação por meio de um indicador que une o fluxo escolar e médias de desempenho nas avaliações. Esse índice possui um cronograma de metas referentes à sua nota a serem cumpridas pelas instituições de ensino, devendo chegar a média 6,0 em 2022. O estado do Ceará vem mostrando um desempenho significativo com relação às metas na educação básica, de maneira que alguns dos seus municípios possuem destaque a nível nacional. Com isso, o objetivo desse trabalho é verificar a probabilidade que os municípios do Ceará possuem de atingir a meta indicada para o IDEB, dado um conjunto de características possuídas pelo sistema educacional dessas áreas. Para tanto, utiliza-se uma metodologia voltada para a análise de dados espaciais, a qual consiste em um modelo probabilístico utilizado para esse tipo de dados. Através desse método, usando como base o ano de 2013, verificou-se que medidas como qualificação profissional dos docentes e alocação eficiente dos espaços de ensino aumentam as chances de alcance das metas pelos municípios. Além disso, concluiu-se que elevações no abandono escolar, na reprovação e na quantidade de alunos atuam como redutores da probabilidade de alcance das metas pelas áreas estudadas.

Palavras-Chave: Qualidade da Educação, Desempenho escolar, Regressão Logística Espacial.

*Mestrando em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará – MAER/UFC

Contato: (88) 997401776 | helson.g.souza@gmail.com

** Economista. Dr. Professor do DEA/MAER/UFC.

Contato: (85) 33669716 | franzetabosa@hotmail.com

ABSTRACT

The Basic Education Development Index (IDEB), created in 2007 by the National Institute of Educational Studies Teixeira (INEP) enables the formulation of a diagnosis of the quality of education through an indicator that links the school flow and average performance in the ratings. This index has a schedule of goals related to your note to be met by educational institutions, should reach the average 6.0 in 2022. The state of Ceará has shown a significant performance with respect to targets in basic education, so that some of the municipalities have highlighted the national level. Thus, the aim of this study is to assess the likelihood that the municipalities of Ceará have to achieve the target indicated for the IDEB, given a set of characteristics possessed by the educational system in these areas. Therefore, using a methodology focused on the analysis of spatial data, which consists of a probabilistic model used for this type of data. Through this method, using as a basis the year 2013, it was found that measures such as professional qualifications of teachers and efficient allocation of teaching spaces increase the chances of achieving the goals by municipalities. Furthermore, it was concluded that increases in dropout, the reproach and the number of students act as reducing the probability of achieving the goals for the studied areas.

Keywords: Quality Education, School performance, spatial logistic regression.

1 INTRODUÇÃO

A educação vem sendo recentemente tratada como política pública essencial para o desenvolvimento socioeconômico. Essa ferramenta possibilita a multiplicação do capital humano, o qual foi inicialmente abordado nos estudos de Mincer (1958) e Schultz (1964) como mecanismo primordial que possibilitaria aos países níveis de crescimento econômico mais eficientes.

No Brasil, as ferramentas públicas de apoio à educação passaram por um intenso aprimoramento desde a década de 80. Entretanto, o país ainda é detentor de uma série de fatores que geram consequências negativas perante a sua situação educacional. Segundo o Fórum Nacional de Educação (FNE, 2013), na década de 2000 a média de tempo de estudo dos brasileiros era de cerca de 9,5 anos, e a porcentagem média de brasileiros que não conseguiram finalizar o ensino fundamental na idade certa foi cerca de 80,9%.

Conforme afirma Fernandes (2007), um conjunto de fatores incide sobre a qualidade da educação brasileira. Segundo o referido estudo, o Brasil apresenta elevadas taxas de

retenção escolar, fato que tem sido alvo de uma gama de discussões acadêmicas. Ainda segundo Fernandes (2007) se puder ser explicado, de forma verdadeira, essa condição de retenção escolar, o fato é que não se descarta a possibilidade das redes de ensino adotarem medidas que interliguem os indicadores à verdadeira realidade das escolas e dos estudantes.

Um dos indicadores de desempenho educacional usados no Brasil é o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB). Sua implementação tem como objetivo criar um padrão em que diversas variáveis possam ser desagregadas por sistemas de ensino e escolas, esse processo possibilita um melhor monitoramento e avaliação consistentes na educação básica no país (DOURADO, 2007). Esse indicador consiste em uma avaliação implantada nas séries iniciais e finais do ensino fundamental, a qual atribuirá uma nota para cada escola de acordo com o desempenho dos seus alunos, de maneira que, cada escola possui uma meta a ser atingida anualmente, sendo que essa é estruturada geometricamente para que se chegue a uma média 6 nos anos iniciais da década de 2020 (COSTA, 2010).

O estudo de Castro (2009) demonstra um contexto de ampla desigualdade escolar em território brasileiro. No referido estudo, tem-se destaque para a região Nordeste como um dos grandes centros desse problema. É destacado também que apesar do progresso recente demonstrado através dos indicadores da educação, essa região detém uma grande parte dos fatores negativos ligados a essa área, sendo esse fato um possível comprometedor do desempenho educacional e, em consequência, socioeconômico da região.

Inserido na região Nordeste, o estado do Ceará possui uma razoável situação educacional se comparado aos demais estados dessa região. Segundo o Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), a taxa de analfabetismo do Estado diminuiu 29,1% durante o a década de 2000, passando de 26,5% da população no ano 2000 para 18,8% no ano de 2010. De acordo com o IPECE (2016) o estado possui uma rede de ensino que se destaca nacionalmente, principalmente em relação às séries iniciais do ensino fundamental.

Na visão de Trompieri Neto *et al.*, (2014) o estado do Ceará possui destaques em relação à educação. Para o referido autor, uma grande parte das escolas públicas do estado possui um bom nível de eficiência, tendo destaque para as escolas localizadas nas regiões de Baturité, Leste da Região Metropolitana de Fortaleza e Cariri.

Para Regatieri e Castro (2015) a eficiência das escolas do ensino fundamental, assim como a qualidade do ensino por elas fornecido pode ser captada por meio do seu desempenho no IDEB, de maneira que o bom desempenho nesse indicador está ligado à posse

de tais características por parte da instituição. Para tanto, o trabalho de Regatieri e Castro (2015) ainda destaca que a eficiência escolar, a qualidade do ensino e o desempenho no IDEB dependem de um conjunto de fatores desempenhados pelos órgãos públicos que proporcionem o fornecimento de situações favoráveis ao aprimoramento do ensino nessas séries.

Tendo em vista as considerações dispostas, o presente trabalho tem como objetivo identificar a probabilidade que os municípios cearenses possuem de atingir o desempenho esperado para o IDEB, dado um conjunto de características possuídas pelo sistema educacional dessas áreas, utilizando como base a nota do IDEB obtida em 2013.

Para isso, o trabalho é subdividido em cinco sessões. Na primeira, já disposta, estão esboçados os argumentos referentes à parte introdutória e formulação do problema de pesquisa. Na segunda parte, que se segue, estão dispostas as bases literárias utilizadas como fundamentos referenciais. Na terceira sessão são esboçados os materiais e os métodos utilizados para resolver a problemática proposta. A quarta sessão é responsável por agrupar os resultados encontrados e as discussões literárias. Já a quinta sessão agrupa as conclusões obtidas.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

As medidas de avaliação de desempenho e qualidade escolar são amplamente discutidas na literatura. Esses assuntos são abordados, por exemplo, em trabalhos como os desenvolvidos por Alves e Soares (2013), Carvalho (2007), Barros et al., (2001) e Oliveira e Araujo (2005).

A discussão e avaliação da qualidade do ensino e do desempenho escolar perante a qualificação recebida no IDEB é feita nos trabalhos de Mesquita (2012), Soares e Xavier (2013) e Castro (2015).

Na visão de Barros *et al.*, (2009) a educação é a base para a construção de uma sociedade desenvolvida, entretanto, para que esse fato seja consolidado é preciso que sejam atendidas uma série de medidas a fim de oferecer uma educação de qualidade, principalmente nos anos iniciais de estudo. No referido estudo, é afirmado que o desempenho educacional possui relações diretas com fatores como a qualidade do ensino, a qualificação dos docentes e o ambiente familiar.

O bom desempenho do aluno no período da educação básica representa uma vantagem absorvida nos anos posteriores de sua vida escolar. Esse período representa a base

da formação educacional dos indivíduos devendo receber atenção especial, de forma que, o indivíduo com maior aproveitamento escolar nas séries do ensino fundamental possui menores dificuldades de absorver conhecimento nas séries subsequentes. Dessa forma, a avaliação de medidas que busquem intensificar os níveis de desempenho nesse período possui um papel fundamental no aprimoramento do setor educacional de determinada região (GRAMANI e DUARTE, 2011).

O contexto histórico do sistema de educação brasileiro, bem como os seus níveis de qualidade e desempenho são discutidos no trabalho de Alves (2007). Nesse estudo, o autor destaca que o Brasil possui historicamente uma ampla deficiência de qualidade de ensino e um baixo nível de aprendizagem e rendimento escolar, principalmente nos anos iniciais de estudo. Ainda com relação ao estudo de Alves (2007), destaca-se que essa “lacuna” pode ter existido, dentre outros fatores, pela falta de medidas de avaliações de impactos das ferramentas públicas voltadas para a educação. Nesse sentido, a criação do IDEB proporcionou a existência de um mecanismo base para se entender o desenvolvimento educacional do país.

Para Soares e Xavier (2013) a criação do IDEB foi um passo de fundamental importância no debate educacional brasileiro. A partir da criação desse mecanismo é que verdadeiramente se instalou a ideia de que a educação deve ser medida pelo conhecimento dos alunos associado ao seu desempenho. Além disso, o IDEB é citado no referido estudo como o indicador base da qualidade da educação brasileira, o qual proporcionou desde a sua criação e implementação, a orientação de políticas públicas atreladas à educação, possibilitando um aprimoramento do sistema educacional brasileiro.

De acordo com Gramani e Duarte (2011) o IDEB representa um avanço na forma de se medir o desempenho escolar tanto da parte individual do aluno como no contexto grupal da instituição fornecedora do ensino e a nível regional. Isso é permitido pelo fato de esse indicador reunir duas outras medidas – rendimento escolar e desempenho didático – em uma única medida captada pela aplicação de um exame que busca captar essas informações.

Por outro lado, Soares (2011) destaca em seu estudo que o IDEB possui uma alta correlação com a estrutura socioeconômica da localidade onde as instalações escolares estão inseridas. Para o autor descrito, as condições socioeconômicas na qual o aluno encontra-se podem interferir na concessão do direito à aprendizagem. Na sua abordagem sobre o IDEB, Soares (2011) destaca que a posição educacional e estrutural da família também incide diretamente na aprendizagem, tendo o poder público o papel de fundamentar medidas capazes de corrigir essa situação.

Para Alves e Soares (2013) vários fatores podem vir a interferir na nota do IDEB, destacando-se principalmente a estrutura socioeconômica e cultural da família ou região, além da estrutura fornecida pelos agentes públicos para a educação. Para o referido autor, fatores como quantidade de espaços utilizados, número de professores, características raciais e de gênero acabam por ter impacto na qualidade educacional por um conjunto de carências políticas e estruturais encontradas em muitas unidades de ensino no Brasil.

A qualidade dos serviços educacionais é um fator citado no estudo de Barros et al., (2001) como um dos principais determinantes dos níveis de escolaridade no Brasil. Nesse sentido, o referido estudo indica que uma série de outras características fazem com que a qualidade do ensino possa regredir ou crescer, dentre elas destaca-se, por exemplo, o nível de qualificação dos docentes, a quantidade de indivíduos por ambiente de ensino e fatores sociais extras que podem vir a culminar situações de defasagem ou abandono escolar.

Um dos fatores que interfere diretamente no desempenho e qualidade da aprendizagem é o abandono escolar. Esse fator é descrito por Silva, Pelissari e Steimbach (2013) como sendo proveniente de uma série de deficiências socioeconômicas a qual o indivíduo encontra-se exposto. Um deles é a insuficiência de renda familiar, de maneira que, o aluno dispõe-se a aumentar a carga de trabalho para suprir essa carência, levando a um baixo rendimento escolar e na maioria das vezes à desistência dos estudos.

Para o estado do Ceará, a questão da qualidade e do desempenho educacional é abordada nos estudos desenvolvidos por Lavor e Arraes (2014), Justo e Silva (2014), Barbosa e Guimarães (2015) e Mariano, Arraes e Souza (2015).

Um dos fatores determinantes para a qualidade da educação no estado do Ceará é descrito no estudo de Lavor e Arraes (2014) como sendo a estrutura física e humana da qual as instituições de ensino dispõem. É destacado no referido estudo que as diferenças na distribuição dessas características proporcionam uma dispersão irregular do desempenho escolar, interferindo na qualidade do serviço educacional ofertado por algumas instituições de ensino.

Justo e Silva (2014) utilizam o IDEB como base para seu estudo sobre a qualidade da educação no estado do Ceará. No referido estudo é destacado que diferentes fatores podem incidir de formas diferentes em relação à área em que se localiza a instituição de ensino. Levando em consideração esse fato, destaca-se a afirmação descrita no estudo de Gonçalves (2007) o qual indica uma metodologia espacial para estudos sobre educação quando as análises são feitas sobre áreas.

Em uma análise sobre os retornos da educação no estado do Ceará Barbosa e Guimarães (2015) afirmam que embora esse estado possua destaque no que diz respeito às políticas educacionais na região Nordeste, o retorno da educação apresenta uma redução mais forte, podendo ser esse um fator de desestímulo, o qual pode incidir sobre diferentes níveis de instrução.

3 METODOLOGIA

3.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais (EADE)

Essa abordagem metodológica consiste em um conjunto de ferramentas que permitem identificar a melhor técnica a ser utilizada para explicar os fenômenos estudados incluindo as características de proximidade na distribuição dos dados. Esse procedimento é utilizado por Gonçalves (2007) e Cancian et al., (2013).

Uma das principais funções desenvolvida na EADE é a possibilidade de diagnosticar a existência de correlação espacial por meio do cálculo de indicadores fundamentados sobre a proximidade dos dados analisados. Nesse sentido, Almeida (2012) destaca que a autocorrelação espacial é medida por meio do cálculo de indicadores gerais e locais, onde a primeira abordagem esboça a autocorrelação em um único valor para todas as unidades espaciais verificadas, já os indicadores locais indicam um valor específico para cada localidade, possibilitando a identificação de clusters ou outliers.

No presente trabalho, a autocorrelação espacial global é verificada por meio do cálculo do Índice Global de Moran, dado por Anselin (1994) como sendo:

$$I = \frac{\sum_i \sum_j W_{ij} (Z_i - \bar{Z})(Z_j - \bar{Z})}{\sum_i^n (Z_i - \bar{Z})^2} \quad (1)$$

Onde n representa o número de regiões estudadas, Z_i é o valor da variável estudada na área i , \bar{Z} é o valor médio da variável em uma determinada área e W_{ij} representa os valores indicados pela matriz de proximidade espacial utilizada.

O Índice Global de Moran varia de -1 a 1, de maneira que os valores positivos indicam a presença de autocorrelação espacial direta e valores negativos indicam a dispersão dos dados. A hipótese nula do referido indicador (H_0) é de ausência de autocorrelação espacial, dessa forma, a maior proximidade do valor 1 indica uma alta autocorrelação espacial e uma maior proximidade do valor -1 indica uma alta dispersão dos dados. Nesse sentido, a presença de autocorrelação espacial na variável estudada é dada pela rejeição de H_0 tendo a estatística de Global de Moran assumido um valor positivo.

Dada a determinação da proximidade espacial utilizada, o Índice Global de Moran busca verificar no presente trabalho se existe autocorrelação espacial referente ao desempenho educacional das séries iniciais e finais do ensino fundamental municipal no estado do Ceará.

A verificação da autocorrelação local é feita no presente trabalho utilizando o índice Local de Moran, o qual é dado por Anselin (1994) como:

$$I_l = \frac{Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j}{\sum_{j=1}^n Z^2} \quad (2)$$

Esse indicador é expresso para cada área i a partir dos valores normalizados do atributo. Esse tipo de indicador de autocorrelação apresenta uma série de vantagens em relação aos índices globais, dentre elas, Almeida (2012) destaca a possibilidade de identificar clusters espaciais para cada observação.

3.2 Modelo espacial para variável dependente binária

Um modelo de escolha discreta levando em consideração um caso de uma variável dependente binária sem dependência espacial é dado por:

$$y^* = X\beta + \varepsilon \quad \varepsilon \sim (0, \sigma^2 I_n) \quad (3)$$

Onde y^* é a variável latente, X é a matriz de variáveis exógenas e ε é o termo aleatório com média zero e variância constante. Nesse sentido, y_i é definida se a variável latente superar um valor crítico c , sendo:

$$\begin{cases} 1 & \text{se } y^* > c \\ 0 & \text{se } y^* < c \end{cases} \quad (4)$$

A probabilidade P de o evento ocorrer, dadas às informações contidas na matriz de variáveis explicativas é:

$$P[y = 1|x] = F(X\beta) \quad (5)$$

Onde P é um valor entre zero e um. Já a probabilidade de o evento não ocorrer é dada por:

$$P[y = 0|X] = F(X\beta) \quad (6)$$

Onde F é representada por uma função de densidade acumulada¹. Para Almeida (2012) uma função F do tipo logística, em um modelo de escolha discreta, tanto a probabilidade de ocorrência do evento quanto à média condicional da variável dependente

1. F pode assumir várias formas específicas. Cabe destacar que é possível que em uma regressão binária não linear o valor dos parâmetros seja diferente dos efeitos marginais obtidos.

qualitativa y são dadas por:

$$E(y|X) = P(y = 1|X) = \frac{1}{1 + e^{-X\beta}} = \Lambda(X\beta) \quad (7)$$

Onde o símbolo Λ representa a função de distribuição logística acumulada. Esse tipo de distribuição se diferencia de uma distribuição normal por possuir maior curtose. Almeida (2012) reescreve esse processo como uma razão de chances de ocorrer o evento (odds ratio) dada por:

$$\frac{P}{1 - P} = \frac{1 + e^{X\beta}}{1 + e^{-X\beta}} = e^{X\beta} \quad (8)$$

Reescrevendo na forma logarítmica:

$$L_i = \ln\left(\frac{P}{1 - P}\right) = X\beta \quad (9)$$

A abordagem espacial para os modelos de regressão logística é descrita por Anselin (2002) como um problema de simultaneidade de y^* o qual pode ser resolvido a partir da equação²:

$$Prob[y_i = 1] = Prob\left[\varepsilon_i < \rho \sum_{j \neq i} W_{ij} y_j^* + x_i' \beta\right] \quad (10)$$

Onde W_{ij} representa o valor da matriz de vizinhança utilizada e x_i' representa o vetor de variáveis exógenas. Anselin (2002) indica que a variável discreta y_i é observada sempre que $y_i^* > 0$:

$$y_i^* = \sum_j a_{ij} x_j' \beta + u_i > 0 \quad (11)$$

Sendo que a_{ij} representa o elemento (i,j) da matriz Leontief inversa $(I - \rho W)^{-1}$ e $u_i = \sum_j a_{ij} \varepsilon_j$.

3.3 Matriz de pesos espaciais

A matriz de vizinhança é uma ferramenta de agrupamento dos dados espaciais que permite delimitar os vizinhos de uma área por proximidade, por número ou contiguidade. Com base nesse conceito, Almeida (2012) afirma que uma matriz de pesos espaciais W possui a seguinte estrutura:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{se } i \text{ e } j \text{ são vizinhos} \\ 0 & \text{se } i \text{ e } j \text{ não são vizinhos} \end{cases} \quad (12)$$

2. A estimação do modelo é feita através do processo de máxima verossimilhança indicado por Arbia (2014), para isso utilizou-se o pacote McSpatial, disponibilizado gratuitamente pelo Software R.

A matriz é construída a partir de um conjunto de n áreas $\{A_1, \dots, A_n\}$ resultando em uma matriz $W^{(1)}$ ($n \times n$) onde cada um dos elementos W_{ij} representa a medida de proximidade entre A_i e A_j .

O presente trabalho faz uso da matriz de proximidade espacial tipo Queen normalizada³. Essa matriz destaca-se por possuir estrutura semelhante ao movimento da Rainha em um tabuleiro de xadrez. A matriz normalizada é construída a partir da matriz original (não normalizada), dividindo-se todos os elementos de cada linha de pela soma da linha. Portanto, a matriz possui todas as linhas com soma igual a 1. Para Almeida (2012) a matriz espacial do tipo Queen é menos restritiva do que as demais matrizes de pesos espaciais facilitando o cálculo com dados espaciais.

3.4 Dados

Os dados utilizados são de caráter secundário extraídos do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) e do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) referentes aos 184 municípios do estado do Ceará no ano de 2013.

A variável dependente usada no modelo logístico espacial (MetaIdeb) possui valor zero se a nota do município referente ao IDEB em 2013 não foi capaz de atingir a média estipulada pelo INEP; e valor 1 se o município atingiu a média esperada. As variáveis explicativas utilizadas foram disponibilizadas pelo IPECE, sendo a taxa de abandono do ensino fundamental (Txabandono), o número de matrículas no ensino fundamental do município (Matrículas), a diferença entre salas de aula existentes e salas utilizadas (Salas), a taxa de reprovação do ensino fundamental municipal (Txreprov) e o número de docentes com ensino superior no ensino fundamental (Doc.ns). As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas estão esboçadas na Tabela 1.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

Variável	Média	Valor Mínimo	Valor Máximo
MetaIdeb	0,7772	0	1
Txabandono	0,0173	0	0,052
Matrículas	773,462	83	34236
Salas	1,184	0,810	2,43
Txreprov	0,0564	0,003	0,161
Doc.ns	280,25	29	11756

Fonte: Elaboração dos autores.

3. Além dessa matriz, analisou-se a autocorrelação espacial por meio das matrizes Rock, $K = 2$, $K = 3$, $K = 4$, $K = 5$ e $K = 10$, utilizando aquela que apresentou o maior Índice Global de Moran.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

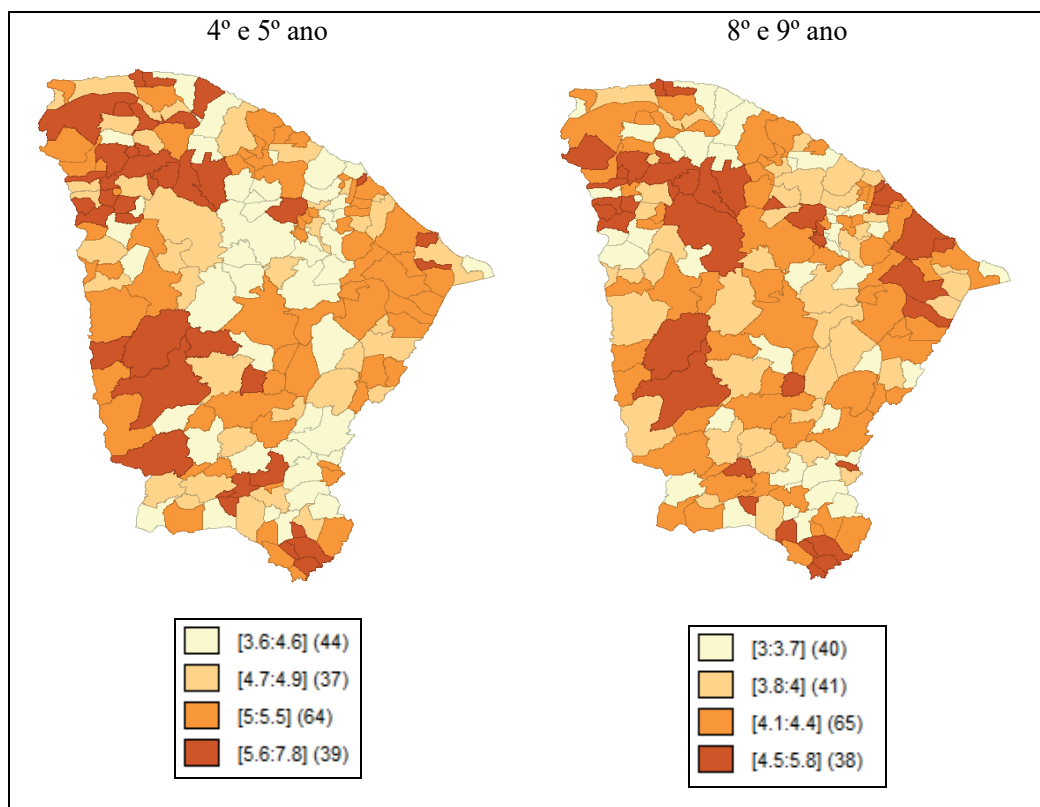
No ano de 2013 o número de municípios que conseguiram atingir a média estipulada pelo INEP nas séries finais do ensino fundamental regrediu no estado do Ceará se comparado aos anos anteriores. Entretanto a grande maioria dos municípios (143) conseguiu atingir essa meta. Para as séries iniciais, o desempenho foi superior ao ano anterior, de maneira que, apenas dez dos 184 municípios não atingiram a meta esperada (INEP, 2016).

Dentre as notas obtidas pelos municípios cearenses como demonstrado na Figura 1, destacam-se os municípios da mesorregião Noroeste Cearense, principalmente os municípios da macrorregião Sobral/Ibiapina, com destaque para o município de Sobral, o qual atingiu a melhor nota em 2013 para as séries finais (5,8) e para as séries iniciais do ensino fundamental (7,8). Além disso, destacam-se alguns municípios da mesorregião Sul Cearense, como Brejo Santo que atingiu a segunda melhor nota do estado (5,6) nas séries finais, além de alguns municípios das mesorregiões Norte e Sertões Cearenses.

Já os municípios de Choró, Missão Velha e Pacoti foram responsáveis por obter as três menores notas para as séries finais nesse ano. É possível visualizar a partir da Figura 2 que em relação a essas séries existem pequenos aglomerados de municípios com notas mais baixas, como é o caso do Leste da macrorregião Cariri, do nordeste e sudeste do Litoral Norte e Noroeste do Sertão de Crateús. Dados do INEP (2016) indicam que algumas áreas com notas consideradas baixas em 2013 haviam tido essa mesma característica em anos anteriores, como é o caso dos municípios de Aurora e Santana do Acaraú.

É importante ressaltar que as metas estipuladas pelo IDEB são heterogêneas, variando segundo os municípios, o que proporciona, por exemplo, o fato de o município de Sobral ter obtido a melhor nota do estado, e mesmo assim, não ter conseguido atingir a meta estipulada; e municípios como Acaraú e Icapuí estarem agrupados entre as menores notas e terem conseguido atingir a meta.

Figura 1 - Distribuição das notas do IDEB para as séries iniciais e finais do ensino fundamental municipal no Ceará em 2013.



Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados do INEP (2016).

O teste de Moran Global para as notas obtidas pelos municípios no IDEB em 2013 para os dois níveis de educação estudados, utilizando a proximidade espacial descrita na sessão anterior apresentou uma autocorrelação espacial positiva. Esse fato pode ser visualizado através da rejeição da hipótese nula do teste indicada na Tabela 2 em ambas as séries. Observa-se que o valor do teste se aproxima de zero em ambos os casos, indicando uma proximidade com a dispersão aleatória dos dados. Entretanto, o valor positivo do teste indica que a nota do IDEB para as séries finais do ensino fundamental municipal no Ceará apresentou em 2013 uma situação de dependência espacial.

Esse resultado corrobora com a afirmação feita por Barros e Silveira Neto (2009) os quais determinam que a autocorrelação espacial é uma característica facilmente visualizada quando se utilizam variáveis relacionadas ao ensino público dos municípios brasileiros, de maneira que, esse comportamento distributivo pode vir a interferir no desempenho escolar de determinadas regiões.

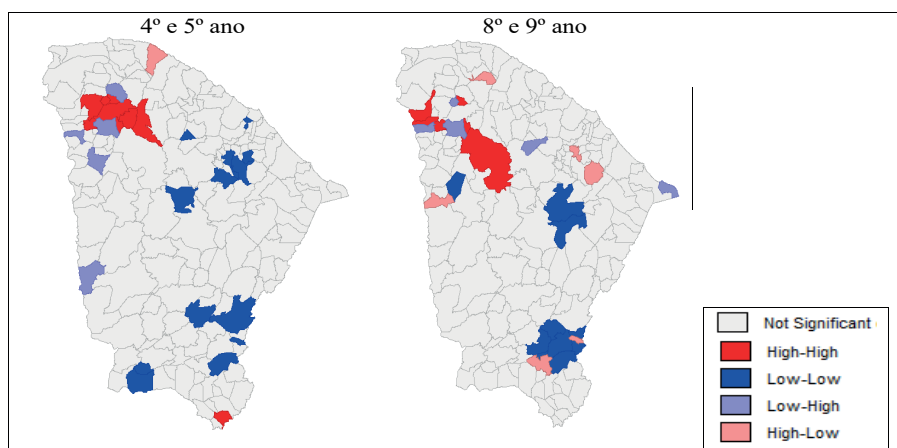
Tabela 2 - Autocorrelação espacial global para as notas do IDEB nos municípios cearenses em 2013.

Variável	Índice Global de Moran	P-valor
Nota 4º e 5º ano	0,1721	0,0000
Nota 8º e 9º ano	0,1444	0,0000

Fonte: Elaboração dos autores.

Almeida (2012) destaca o fato de o índice Global de Moran auferir um único valor para a autocorrelação espacial em relação a todas as áreas estudadas. Para Gonçalves (2007) os indicadores locais de autocorelação espacial oferecem uma possibilidade de se obter um diagnóstico mais preciso sobre a autocorrelação espacial de dados, uma vez que esse método permite identificar o papel desse fenômeno para cada uma das áreas estudadas. Nesse sentido, o presente trabalho utiliza o índice local de Moran representado na Figura 2 para medir os níveis locais de autocorrelação espacial.

Verifica-se a partir do indicador utilizado que para as notas das séries iniciais existem concentrações de altos valores na macrorregião Sobral - Ibiapaba e no extremo Sul do estado. Já em relação às notas do 8º e 9º ano, verifica-se que 6 municípios apresentam altas notas e estão cercados com municípios que também possuem essa característica, formando clusters de altos níveis. Esses municípios estão concentrados na Serra da Ibiapaba e no sertão de Crateús, regiões representaram maiores notas no período estudado segundo os dados do INEP.

Figura 2 - Autocorrelação espacial local para as notas do IDEB das séries iniciais e finais finais do ensino fundamental cearenses em 2013.

Fonte: Elaboração dos autores.

Além disso, verifica-se a existência de municípios com baixas notas nas séries finais do ensino fundamental cercados por municípios com essa mesma característica,

principalmente nas macrorregiões Centro Sul, Cariri e Sertão Central, assim como a existência de cinco municípios que obtiveram baixas notas, mas possuem vizinhos que obtiveram altas notas.

Verificada a presença de autocorrelação espacial assume-se que um método econométrico que relacione essa variável deve englobar essa característica descrita. Buscando verificar a probabilidade de um determinado município conseguir atingir a meta estipulada pelo INEP para o IDEB no ano estudado estimou-se um modelo de regressão logística espacial, o qual segundo Anselin (2002) é capaz de captar os determinantes probabilísticos de ocorrência de um fenômeno levando em consideração os efeitos da autocorrelação espacial. Os resultados dessa estimação estão esboçados na Tabela 3.

Tabela 3 - Resultados para a estimação do modelo de regressão Logística espacial.

Term	Parameter. est	Sinal esp	Std. Error	Odds ratio 1
4º e 5º ano2				
Intercepto	6,3999***		0,1904	
Txabando	-25,961***	-	3,0977	0,000032
Matrículas	-0,0008***	-	0,0002	0,9991
Salas	-1,5273***	-	0,1318	0,2171
Txreprov	-19,5201***	-	1,0815	0,00041
Doc.ns	0,0024***	+	0,0007	1,0024
8º e 9º ano3				
Intercepto	4,2006***		0,1196	
Txabandonado	-4,7545***	-	1,9631	0,0086
Matrículas	-0,0029***	-	0,0001	0,9970
Salas	-1,4347***	-	0,0877	0,0877
Txreprov	-20,5005***	-	0,6918	0,00015
Doc.ns	0,0087***	+	0,0004	1,0087

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados do INEP (2016).

Nota: Valores sucedidos dos símbolos ***, ** e * indicam significância a 1%, 5% e 10% respectivamente.

Observa-se que todas as variáveis utilizadas foram estatisticamente significantes ao nível de 99% de confiabilidade e obtiveram sinal esperado. Verifica-se que das variáveis utilizadas, o número de docentes que possuem o ensino superior foi a única que atuou como indicador de elevação do nível de probabilidade do evento estudado, analogamente, elevações nas demais variáveis reduzem a probabilidade de ocorrência do evento.

Analisando o valor da variável taxa de abandono e da sua respectiva razão de probabilidades, verifica-se que seu impacto na probabilidade de um determinado município alcançar a meta do IDEB é superior nos anos finais de estudo, sendo que nesse nível,

o aumento de uma unidade na taxa de abandono reduz em 0,0086% a probabilidade de o município atingir a meta.

Para as séries iniciais, observa-se que considerando a proximidade espacial estipulada, o aumento em uma unidade na taxa de abandono municipal, reduz em cerca de 0,000032% a probabilidade de o município conseguir atingir a meta estipulada pelo INEP. Uma explicação lógica para o fato de tão pequena probabilidade, tendo em vista a importância da permanência dos alunos no ensino fundamental pode ser encontrada no trabalho desenvolvido por Camargo e Pazello (2014), onde é demonstrado que a efetivação, aprimoramento e intensificação de políticas públicas que visam a permanência dos alunos no ensino, aplicadas ao longo das décadas de 2000 e 2010 no Brasil, surtiram efeitos em nível nacional, fazendo com que a taxa de abandono dos alunos sofresse uma queda ao longo desses anos, principalmente no ensino fundamental.

Entretanto, o sinal negativo da variável taxa de abandono reforça as conclusões feitas no estudo de Fritsch, Vitelli e Rocha (2014) de que fatores como a evasão escolar interferem negativamente no contexto educacional de uma determinada região. Assim, ressalta-se a importância de medidas governamentais que visem diminuir os níveis de desistência dos alunos.

Analisando a variável que indica o número de matrículas verifica-se que em relação às séries iniciais, o aumento de uma unidade no número de matrículas do ensino fundamental reduz em 0,99% a probabilidade de o município conseguir atingir a meta do IDEB estipulada pelo INEP. Para as séries finais, o aumento em uma unidade dessa variável reduz a probabilidade de a meta ser atingida pelo município praticamente na mesma proporção do valor observado para as séries iniciais. Nesse sentido, visando o intuito de que os municípios possam seguir o cronograma de metas para o INEP, reforça-se a perspectiva citada no trabalho de Barros et al., (2001) a qual indica que aumentos no número de estudantes sem o proporcional aumento na parte estrutural reduzem a qualidade da educação.

Observa-se que a diferença entre o número de salas existentes e salas utilizadas apresentou uma relação inversa com a probabilidade estudada nos dois casos. Nota-se que o aumento de uma unidade na quantidade de salas ociosas acarreta em uma redução de cerca de 0,22% na probabilidade de o município atingir a meta do IDEB relacionada ao 4º e 5º ano. Já em relação às séries finais, o aumento de uma unidade na quantidade de salas ociosas ocasiona uma redução de 0,09% na probabilidade de o município conseguir atingir a meta. Tendo em vista o valor da razão de probabilidade para os dois casos, pode-se afirmar que a qualidade da educação exige uma alocação dos espaços mais eficientes nas séries iniciais do ensino fundamental.

Em tese, a existência de um alto número de salas de aula ociosas acarretaria em aglomerados de alunos em algumas unidades de ensino, fato que ocasionaria dificuldades de aplicação das funções docentes e, conseqüentemente, em um menor desempenho escolar municipal. Usando o critério proposto por Costa (2010) o qual considera o IDEB como um medidor de qualidade da educação, esse resultado destaca a importância da alocação eficiente das unidades de ensino para o desempenho educacional municipal.

Com relação à taxa municipal de reprovação, observa-se que nas séries iniciais, o aumento em uma unidade desse indicador é responsável por reduzir em 0,0004% a probabilidade de o município alcançar a meta do IDEB. Já em relação às séries finais, o aumento de uma unidade na taxa municipal de reprovação reduz em 0,00015% a probabilidade de a meta do IDEB ser atingida. Nesse sentido, destaca-se o fato descrito no estudo de Souza et al., (2015), onde é descrito que a insuficiência de renda e a defasagem escolar encontram-se como principais determinantes das reprovações nesse nível de ensino. Assim sendo, destaca-se a importância das políticas de transferências diretas de renda fundamentadas sobre educação das crianças e às políticas de combate à defasagem escolar dos alunos recentemente aplicadas no país⁴.

Verificou-se também a importância de qualificação dos docentes que atuam no ensino fundamental, dado o valor da razão de probabilidades da variável que indica a quantidade de docentes com nível superior. Verifica-se que o aumento de uma unidade na quantidade de docentes com nível superior aumenta em cerca de 1,0024% e 1,0087% a probabilidade de o município alcançar a meta estipulada pelo IDEB para o INEP nas séries iniciais e finais do ensino fundamental respectivamente. Esse resultado corrobora com as afirmativas de Bridgeland et al., (2006) e Souza et al., (2015), os quais sugerem que a qualidade do ensino está diretamente ligada à qualificação profissional dos docentes.

5 CONCLUSÕES

O presente trabalho buscou analisar a probabilidade que os municípios do estado do Ceará possuem de atingir as metas designadas pelo INEP para o IDEB em relação ao ensino fundamental, tendo como referência o ano de 2013. Para tanto, utilizou-se uma metodologia probabilística espacial tendo em vista as características dos dados usados.

Tendo em vista os resultados encontrados é possível perceber a importância de políticas públicas que visem à permanência dos alunos na escola. Ressalta-se também a

4. Tem-se destaque para o trecho responsável pelas diretrizes das articulações e continuidade da trajetória escolar da resolução nº 7 de 14 de dezembro de 2010 do Ministério da Educação.

necessidade de medidas de assistência social que busque diminuir a incidência da insuficiência de renda e do trabalho infantil sobre o desempenho escolar dos alunos e à evasão escolar no ensino fundamental dos municípios analisados.

Além disso, constatou-se a necessidade de alocação eficiente do número de alunos em relação à quantidade de espaços utilizados no ensino. A eficiência nesse controle aumentaria a qualidade do ensino, provocando uma maior possibilidade de absorção da aprendizagem por parte dos alunos e conseqüentemente um aumento na probabilidade de seguir o cronograma de metas do IDEB.

Conclui-se também que a reprovação dos alunos contribui negativamente na qualidade da educação municipal, necessitando de medidas que corrijam a existência desse fator. Mesmo com o baixo valor probabilístico encontrado para essa variável, constatou-se que a reprovação atua como redutor da probabilidade de obtenção de boas notas referente ao indicador utilizado, principalmente nas séries iniciais do ensino fundamental. Além disso, verificou-se que a qualificação dos docentes contribui positivamente no desempenho educacional municipal, aumentando a probabilidade de as metas descritas serem alcançadas. Nesse sentido, destaca-se a importância de medidas que ofereçam apoio à qualificação profissional dos docentes que atuam nesse nível de ensino.

REFERÊNCIAS

ALVES, F. Qualidade da educação fundamental: integrando desempenho e fluxo escolar. *Avaliação de Políticas Públicas em Educação*. v. 15, n. 57, p. 525-542, out./dez. 2007.

ALVES, M. T. G; SOARES, J. F. Contexto escolar e indicadores educacionais: condições desiguais para a efetivação de uma política de avaliação educacional. *Educação e Pesquisa*. São Paulo, v. 39, n. 1, p. 177-194, jan./mar. 2013.

ARBIA, G. A primer for spatial econometrics with applications in R. Softcover reprint of the hardcover 1st edition, 2014.

BARBOSA, R. B; GUIMARÃES, D. B. Estimando retornos de educação no Ceará: uma aplicação do método de Lasso para a seleção de variáveis instrumentais fracas. XI Encontro Economia do Ceará em Debate. Anais. Fortaleza, 04 de dezembro de 2015.

BARROS, R. P; MENDONÇA, R; SANTOS, D. D; QUIANTAES, G. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. *Pesquisa e Planejamento econômico*. Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 1-42, abr. 2001.

BARROS, T. S. T. SILVEIRA NETO, R. M. Qualidade do ensino fundamental público no Brasil: uma análise exploratória de sua distribuição espacial. XXXVII Encontro Nacional de Economia. Anais. Foz do Iguaçu, 8 e 11 de dezembro de 2009.

BRASIL. Ministério da Educação. Resolução nº 7 de 14 de dezembro de 2010. Fixa diretrizes curriculares nacionais para o ensino fundamental de 9 (nove) anos. Resolução CNE/CEB 7/2010. Diário Oficial da União, Brasília, 15 de dezembro de 2010, Seção 1, p. 34.

BRIDGELAND, J.M., DILULIO JR., J.J, MORRISON, K. B. The Silent Epidemic: Perspectives of High School Dropouts. Civic Enterprises Reports in Association with Peter D. Hart Research Associates for the Bill & Melinda Gates Foundation, March 2006.

CAMARGO, P. C; PAZELLO, E. T. Uma análise do efeito do programa bolsa família sobre o desempenho médio das escolas brasileiras. Economia Aplicada. vol.18 n.4. Ribeirão Preto, Oct./Dec. 2014.

CANCIAN, V; VIDIGAL, V; G; VIDIGAL, C. B. R. Pobreza e desigualdade de renda nos municípios da região sul do Brasil: uma análise espacial. XVI Encontro de Economia da Região Sul. Anais. 2013.

CARNEIRO, D; IRFFI, G. Política de Incentivos a Escola melhora a proficiência no Ensino Fundamental? Uma avaliação do Prêmio Escola Nota Dez. X Encontro Economia do Ceará em Debate. Anais. IPECE, Fortaleza, 08 de dezembro de 2014.

CARVALHO, J. S. F. A qualidade de ensino vinculada à democratização do acesso à escola. Estudos Avançados. vol.21 n.60 São Paulo, May/Aug. 2007.

CASTRO, J, A. Evolução e desigualdade na educação brasileira. Educação e Sociologia. Campinas, v. 30, n. 108, p. 673-697, out. 2009.

COSTA, C. C. R. C. O IDEB como indicador da qualidade da educação brasileira: O caso da região Sudeste. Centro Universitário de Belo Horizonte. Revista Exacta. V.3. n.2. 2010.

DOURADO, L.F. Políticas e gestão da educação básica no Brasil: limites e perspectivas. Educação e Sociedade. Campinas, v.28, n.100 – Especial, p.921-946, out.2007.

FERNANDES, R. Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB) – Brasília: INEP. Série Documental. Textos para Discussão, 2007.

FNE. EDUCAÇÃO BRASILEIRA: Indicadores e desafios documento de consulta. Disponível em < <http://conae2014.mec.gov.br/images/pdf/educacaobrasileiraindicadoresedesafios.pdf> > Acesso em 14 de setembro de 2016.

FRITSCH, R; VITELLI, R; ROCHA, C. S. Defasagem idade-série em escolas estaduais do ensino médio do Rio Grande do Sul. *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos*. v.95. n.239. Brasília, Jan./Apr. 2014.

GONÇALVES, E. O padrão espacial da atividade inovadora Brasileira: uma análise exploratória. *Estudos econômicos*. vol.37, n.2. São Paulo, Abr./Jun, 2007.

GRAMANI, M. C. N; DUARTE, A. L. C. M. O impacto do desempenho das instituições de educação básica na qualidade do ensino superior. *Avaliação de Políticas Públicas em Educação*. Rio de Janeiro, v. 19, n. 72, p. 679-702, jul./set. 2011.

IPECE. Disponível em < www.ipece.ce.gov.br > Acesso em setembro de 2016.

JUSTO, W. R; SILVA, C. F. A qualidade do ensino no estado do ceará: uma abordagem com regressão quantílica e DEA com base nos dados do IDEB. X Encontro Economia do Ceará em Debate. Anais. Fortaleza, 08 de dezembro de 2014.

LAVOR, D. C; ARRAES, R. A. Qualidade da educação básica e uma avaliação de política educacional para o Ceará. X Encontro Economia do Ceará em Debate. Anais. Fortaleza, 08 de dezembro de 2014.

MARIANO, F. Z; ARRAES, R. A; SOUZA, N. O. Desempenho escolar e inserção no mercado de trabalho: uma avaliação das escolas estadual de ensino profissionalizantes (EEEP) do Ceará. XI Encontro Economia do Ceará em Debate. Anais. Fortaleza, 04 de dezembro de 2015.

MESQUITA, S. Os resultados do IDEB no cotidiano escolar. *Avaliação de Políticas Públicas em Educação*. Rio de Janeiro, v. 20, n. 76, p. 587-606, jul./set. 2012.

MINCER, Jacob. Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

OLIVEIRA, R. P; ARAUJO, G. C. Qualidade do ensino: uma nova dimensão da luta pelo direito à educação. *Revista Brasileira de Educação*. n.28. Rio de Janeiro, Jan./Apr. 2005.

PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A. Padrões de comércio interestadual no Brasil, 1985 e 1997. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, 10(1): 61-88, jan/abr. 2006.

REGATIERI, R; CASTRO, M. More money, more quality? Impact of an unconditional transfer on approval rates, national exam results and IDEB. Encontro Nacional de Economia. XLIII. Anais. Florianópolis (SC), 8 a 11 de dezembro de 2015.

SCHULTZ, T. W. O valor econômico da educação. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1964.

SILVA, M. R; PELISSARI, L. B; STEIMBACH, A. A. Juventude, escola e trabalho: permanência e abandono na educação profissional técnica de nível médio. Educação e Pesquisa. São Paulo, v. 39, n. 2, p. 403-417, abr./jun. 2013.

SOARES, J.F. IDEB na Lei? Simon's site, 13 jul. 2011. Disponível em: <<http://www.schwartzman.org.br/sites/simon/?p=2352&lang=pt-br>>. Acesso em: set. 2016.

SOARES, J. F; XAVIER, F. P. Pressupostos educacionais e estatísticos do IDEB. Educação e Sociedade. v.34 no.124 Campinas July/Sept. 2013.

SOUZA, J. N. M; TABOSA, J. F; SIMONASSI, A; CASTELAR, P. U. C. Principais fatores que impactam na reprovação e evasão dos alunos dos cursos tecnológicos no Instituto Federal de Ciência e Tecnologia do Ceará. XI Encontro Economia do Ceará em Debate. Anais. Fortaleza, 04 de dezembro de 2015.

TROMPIERE NETO, N; COSTA, L. O; MEDEIROS, C. N; KENNEDY, F. Análise da eficiência das escolas estaduais cearenses. IPECE. Textos para discussão. Nº 108. Novembro de 2014.

AVERSÃO AO RISCO COMO DETERMINANTE DA INFORMALIDADE NO MERCADO DE TRABALHO

Ricardo Brito Soares*

Patrícia Simões **

RESUMO

Frequentemente, a informalidade das atividades relacionadas ao mercado de trabalho recebe a conotação de desrespeito às leis, condições insalubres de trabalho, baixa produtividade, qualificação insuficiente dos empregados, entre outras. Ainda apontam-se o alto custo dos encargos tributários e os curtos prazos para recolhimento destes impostos, o excesso de obrigações e a burocracia exigidos pela legislação trabalhista como fundamentais para o aumento das atividades informais. Se estas forem, de fato, as principais razões deste fenômeno, pode-se apontar duas vertentes explicativas para tal fato: ou indivíduo entra compulsoriamente neste meio, ou ele pondera os riscos de cada uma das suas opções e toma sua decisão de maneira racional. O presente trabalho tem o intuito de averiguar a relação entre a aversão ao risco e o empreendedorismo no mercado de trabalho, dando certa atenção à informalidade das atividades. As análises para determinação da categoria profissional e da informalidade como funções das medidas de risco mostraram que as medidas de risco utilizadas (comportamental e financeira) são mais relevantes na identificação do perfil autônomo-administrativo dos indivíduos do que na identificação da regularidade legal das atividades profissionais exercidas. Isso sustenta a literatura de que as preferências determinam a profissão, e não vice-versa.

Palavras-Chave: Mercado de trabalho, aversão ao risco, análise fatorial confirmatória, mlogit.

* Não informado

Contato: (85) 98744-3391 | ricardosoares@caen.ufc.com

** Não informado

Contato: (85) 00000000 | pati_simoes@hotmail.com

ABSTRACT

Often, the informality of the activities related to the labor market receive the connotation of disrespect to the laws, unhealthy working conditions, low productivity, inadequate training of employees, among others. Yet, high cost of taxes and short deadlines for payment of these taxes, excessive bureaucracy and obligations required by the labor legislation are pointed as fundamental to the increase in informal activities. If these are the main reasons for this phenomenon, one can point out two explanations for this fact: that the individual enters compulsory in this sector, or he ponders the risks of each of his options and make his decision in a rational manner. This study aims to investigate the relationship between risk aversion and entrepreneurship in the labor market, giving some attention to the informality of the activities. The analysis for the professional category and informality as functions of risk measures showed that the risk measures used (behavioral and financial) are more relevant in identifying the self-administrative profile of individuals than in identifying the legal regularity of professional activities exercised. This supports the literature that preferences determine the occupation, and not the opposite.

Keywords: Labor Market, risk aversion, confirmatory factor analysis, mlogit.

1 INTRODUÇÃO

Frequentemente apontam-se o alto custo dos encargos tributários e os curtos prazos para recolhimento destes impostos, o excesso de obrigações e a burocracia exigidos pela legislação trabalhista como fundamentais para o aumento das atividades informais. Se estas forem, de fato, as principais razões deste fenômeno, pode-se apontar duas vertentes explicativas para tal fato. A teoria mais antiga sobre a informalidade no mercado de trabalho sugere que o indivíduo entra compulsoriamente neste meio, simples e unicamente, por falta de oportunidades no mercado formal compatíveis com as características oferecidas por este candidato. Entretanto, mais recentemente, vem se adotando uma visão mais moderna e realista sobre este fenômeno ao considerar a Teoria da Escolha e a abordagem de Aversão ao Risco no processo de decisão deste indivíduo, que pondera os riscos de cada uma das suas opções e toma sua decisão de maneira racional.

Assim sendo, na literatura internacional, há uma tendência crescente de estudos sobre este tema, inclusive com elaboração de metodologias específicas para tal finalidade. Ekelund et al. (2005) utilizaram uma escala psicométrica como um indicador de aversão ao risco e suas estimativas sugerem que aqueles indivíduos com escores mais altos nesta escala também são mais propensos a serem profissionais empreendedores autônomos, em

vez de empregados. Seguindo a mesma linha de raciocínio, Dohmen e Falk (2005) concluíram que indivíduos avessos ao risco preferem pagamentos fixos a esquemas de pagamentos determinados por produtividade e Bonin et al. (2006) mostram evidências de que os indivíduos podem ser classificados em ocupações, que diferem no que diz respeito aos riscos de ganhos e perdas financeiras, de acordo com suas preferências relacionadas aos riscos.

Dohmen et al. (2005) estudaram formas de medir o comportamento de risco dos indivíduos residentes na Alemanha e obtiveram resultados mais específicos. Apesar da heterogeneidade entre os indivíduos, as diferenças são parcialmente explicadas por quatro fatores exógenos: a propensão para assumir riscos está negativamente relacionada à idade e ao gênero (feminino) e positivamente relacionada à altura e educação dos pais, diferindo em magnitude entre os contextos abordados. A principal contribuição metodológica está no fato de que as medidas adotadas são relevantes no sentido de que predizem o comportamento de risco, além de fornecer um intervalo para os parâmetros assumidos em modelos econômicos.

Lehmann e Pignatti (2007) estudam o papel do setor informal do mercado de trabalho em uma economia em transição, a saber, a Ucrânia. As evidências sugerem uma segmentação no mercado de trabalho, com trabalhadores buscando empregos assalariados formais e com a maioria dos assalariados informais trabalhando involuntariamente desta forma. Eles observaram, também, que o setor informal é segmentado em uma parcela, maior, de empregados involuntários e outra, menor, de empregados voluntários e empreendedores individuais.

Mais recentemente, Dohmen, Khamis e Lehman (2010) relacionam características demográficas de uma amostra ucraniana a atitudes de risco que retratam a incidência da informalidade no mercado de trabalho, seja ela voluntária ou não. Este estudo revela que aqueles trabalhadores mais propensos a aceitar situações de risco estão envolvidos, voluntariamente, em relações informais de emprego ou são empreendedores individuais, formais ou não.

Todos estes estudos mostram que o comportamento dos indivíduos frente a riscos tem algum impacto sobre as suas escolhas profissionais de se tornar um empreendedor autônomo ou um funcionário assalariado. E o presente trabalho tem o intuito de averiguar a relação entre a aversão ao risco e o empreendedorismo no mercado de trabalho, dando certa atenção à informalidade das atividades. Busca-se, então, compreender se a informalidade no mercado de trabalho pode ser decorrente de uma escolha voluntária – quando os agentes possuem baixa, ou nenhuma, aversão ao risco – ou se apenas reflete o racionamento de

opções formais. Mais especificamente, se a não-aversão ao risco pode ser um determinante para o empreendedorismo seguindo o comportamento observado no estudo ucraniano, assim como sugere a teoria moderna de escolha racional. Para isso, pretende-se adequar o estudo de Dohmen, Khamis e Lehman (2010) a uma amostra de indivíduos entrevistados em Fortaleza/CE (Carvalho, 2012) e verificar se o mesmo comportamento se mantém.

A importância está em preencher uma lacuna de entendimento desse processo de escolha do indivíduo visto que, até o presente momento, não foram encontrados estudos brasileiros referentes a este assunto, possivelmente, pela falta de bancos de dados que permita analisar a questão do empreendedorismo através de uma abordagem empírica. Ao verificar se o comportamento frente a diversos contextos cotidianos se reflete nas suas relações trabalhistas é possível inferir se este comportamento – de não-aversão ao risco – pode ser um determinante que motiva os trabalhadores a optarem pelo mercado de trabalho informal.

O trabalho se divide em XX partes. Na seção seguinte, dá-se a contextualização do problema e a motivação para estudá-lo. Na seção 3, apresentamos a metodologia e a base de dados utilizadas. Na seção 4, damos os resultados e, por fim, fazemos algumas conclusões sobre o trabalho.

2 CONTEXTUALIZAÇÃO

A informalidade das atividades relacionadas ao mercado de trabalho recebe, de longa data, a conotação de desrespeito às leis, condições insalubres de trabalho, baixa produtividade, qualificação insuficiente dos empregados, entre outras. Entretanto, segundo estudos do Banco Mundial (2007), há uma grande heterogeneidade dos agentes que compõem o setor informal, bem como as motivações.

Sendo a informalidade uma opção do indivíduo, há espaço para o estudo da aversão ao risco como determinante da ilegalidade no mercado de trabalho. Economicamente, as escolhas dependem da forma da função utilidade individual, em especial da concavidade desta função, e a aceitação dos riscos varia conforme a avaliação de situações e experiências provadas pelo indivíduo. Os trabalhadores optam pela informalidade ou para manter a subsistência porque não são capazes de (re)ingressar no setor formal ou porque preferem iniciar um pequeno empreendimento individual com oportunidade de ganhos superiores aos de um trabalho formal, evitando o pagamento das taxas exigidas por um negócio regularizado e com maior flexibilidade de horários. As microempresas que não têm potencial de crescimento e aquelas que enfrentam grandes barreiras burocráticas também preferem optar pelo trabalho não legalizado. Já as empresas maiores alegam que os custos não com-

pensam os benefícios e aproveitam a fraca fiscalização para burlar as leis. Vistos esses motivos legítimos e, por que não dizer, bem-intencionados, a informalidade é socialmente aceita e tolerada.

Entretanto, as consequências desse tipo de atividade afetam o desenvolvimento da economia como um todo. Ao trabalhar na informalidade, os empregados deixam de contribuir para a previdência social e, assim, abdicam no presente do direito do usufruto deste benefício no futuro. Mantendo-se na informalidade, as empresas investem menos recursos para aumentar a produtividade, pois empresas informais com grande rendimento podem chamar mais atenção da fiscalização. Além disso, os contratos realizados entre fornecedores e compradores são completamente desamparados da justiça legal. Já as empresas formais também são prejudicadas pelas barreiras impostas à economia formal quando veem o seu retorno diminuído e quando os produtos de origem informal se tornam mais atrativos aos consumidores pelo baixo preço praticado. Tendo sua rentabilidade diminuída (pelos altos custos administrativos e tributações e pela queda das vendas, respectivamente) ela deve diminuir produção e investimento. Logo, ela deixa de expandir sua atividade e, no agregado, a economia nacional enfrenta a informalidade como um obstáculo ao crescimento econômico. Outro ponto de destaque é que existe a possibilidade da ilegalidade do comércio com a venda de produtos falsificados e/ou produtos não-inspecionados que apresentam potencial risco à saúde do consumidor final.

No Brasil, a chamada economia subterrânea é definida como a produção de bens e serviços não reportada ao governo com o objetivo claro de sonegação de impostos, de fuga das contribuições para a previdência social, do cumprimento de leis trabalhistas e dos custos decorrentes do cumprimento de tais normas. A formalidade do emprego resume-se à existência da carteira de trabalho assinada e, no caso de profissionais autônomos, ao pagamento de contribuição ao INSS (Instituto Nacional do Seguro Social) e a formalidade das empresas baseia-se no registro das mesmas nas autarquias comerciais competentes.

Os números da informalidade são imprecisos. Segundo estudos do Banco Mundial (2007), desde 1990 vem acontecendo um aumento das atividades informais na América Latina, como um todo. Em 2003, o percentual de trabalhadores informais, sejam eles autônomos ou assalariados, alcançou os 48%. Por outro lado, estudos do Instituto Brasileiro de Ética Concorrencial – ETCO (2013, 2014) indicam que este índice vem diminuindo nos últimos anos. A economia subterrânea brasileira, como o Instituto nomeia a economia informal, decresceu de 21% em 2003 para 16,2% do PIB no fim de 2013. O que tem ajudado essa redução são algumas melhorias institucionais implementadas recentemente,

como a criação de regime tributário simplificado para empreendedores de menor porte (Simples Nacional), a criação da figura do microempreendedor individual (MEI), a desoneração tributária, ainda que concedida de forma seletiva e a simplificação de processos para declaração e dos prazos para recolhimento de impostos. Ainda assim, essas divergências só reforçam a ideia de que este segmento do mercado deve ser observado com cuidado e, também, investigado.

Como já mencionado, o empreendedorismo é apontado como um propulsor do crescimento econômico. Contudo, alguns trabalhadores optam, voluntariamente, pela informalidade das suas atividades trabalhistas e isto pode estar relacionado com a propensão destas pessoas em assumir maiores riscos e lidar melhor com perdas. Assim, empiricamente, pouco se sabe sobre como as atitudes frente ao risco influenciam na escolha dos indivíduos por emprego. Isso porque, na prática, é muito difícil de medir a aversão ao risco – mesmo sabendo da sua importância para a teoria econômica. Segundo Dohmen Khamis e Lehman (2010), em livre tradução, “a causalidade segue das atitudes de risco para a condição de emprego, e não vice-versa”. Essa afirmação é baseada em um estudo que relaciona características demográficas a atitudes de risco e retrata a incidência da informalidade voluntária no mercado de trabalho ucraniano. Aqueles trabalhadores mais propensos a aceitar situações de risco estão mais envolvidos voluntariamente em relações informais de emprego do que as demais classes profissionais estabelecidas e, de maneira destacada, são empreendedores individuais, formais ou não. Isso significa que aquelas pessoas propensas à aceitação do risco tendem a aceitar trabalhos informais e, inclusive, podem buscar empreendimentos informais simplesmente porque querem, e não porque lhes é imposta tal condição.

Assim, parece haver uma relação entre aversão ao risco e empreendedorismo, seja ele formal ou não. E este estudo pode contribuir tanto para a literatura relacionada à aversão ao risco como, também, à literatura de mercado de trabalho buscando entender melhor o que impulsiona o empreendedorismo e o comportamento daqueles trabalhadores que optam pelo setor informal.

3 BASE DE DADOS E METODOLOGIA

A base de dados que subsidia este estudo foi desenvolvida pela Universidade Federal do Ceará – UFC/CAEN – em parceria com a Secretaria de Segurança Pública e Defesa Social do Estado do Ceará – SSPDS/CE – para a realização da Pesquisa Domiciliar de Condições Socioeconômicas e Segurança (Carvalho, 2012). Esta base contém informações de 4030 indivíduos sobre suas experiências de vitimização (arrombamento domiciliar, rou-

bo pessoal, agressão física, violência doméstica, avaliação contingente e análise de risco), além de perfil socioeconômico.

O conceito de informalidade é muito divergente pois há uma enorme gama de profissionais neste setor. Podem ser camelôs, ambulantes, donos de fábricas de fundo de quintal, cozinheiras, artesãos e até mesmo diplomados que prestam consultorias pessoais ou atuam como personal trainers. Aqui, considera-se parte do setor informal, ou da economia subterrânea, aqueles indivíduos que não prestam contas ao governo sobre suas atividades trabalhistas – ou seja, não contribuem para a previdência social – e eles compõem mais da metade da amostra. Para aqueles entrevistados que responderam trabalhar regularmente, foi sugerida uma gama de opções para definir a ocupação principal, as quais foram redefinidas em quatro classes profissionais: autônomo e assalariado, ambas com as categorias informal e formal. Os autônomos informais representam 48% da amostra e os assalariados informais, 13%, totalizando em 51% a incidência de informalidade nesta amostra – dos 1872 casos válidos para este estudo.

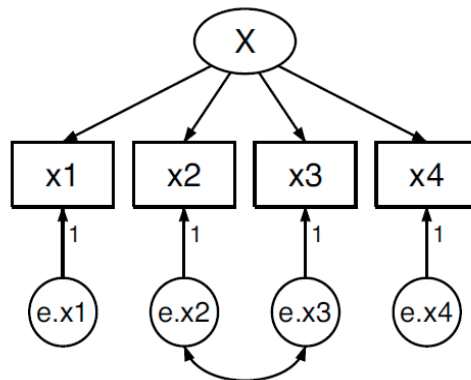
Duas medidas de risco podem ser usadas para avaliar o comportamento dos indivíduos. A primeira é uma medida de Risco Comportamental construída a partir de dez questões que simulam diferentes situações cotidianas de risco físico, de saúde, de integridade moral, financeiro, entre outros, às quais os respondentes determinam categorias de probabilidades de ocorrência dos eventos. Esta é uma medida de risco mais subjetiva, que envolve percepções e atitudes, na medida em que os indivíduos têm percepções de risco diversas e, por isso, a avaliação das atitudes de risco poderia ficar enfraquecida. Ainda assim, pode-se fazer análises de regressão das medidas dos diferentes domínios cotidianos e dessa medida de risco em alguns determinantes (determinantes exógenos como, idade, gênero, raça) para verificação da validade no contexto proposto. Este conjunto de questões forma uma Escala de Medida de Tolerância ao Risco cujo somatório simples das alternativas varia de 10 a 70. De forma a facilitar o entendimento, esta escala foi redimensionada¹ para ter uma abrangência de 0 a 10 – onde 0 sugere menor tolerância (maior aversão) ao risco e 10 significa maior tolerância ao risco.

Para verificar a representatividade de cada item que compõe a escala para a construção da medida de aversão ao risco comportamental, bem como a validade e fidedignidade da escala em representar uma medida de tolerância ao risco, foram calculadas três medidas de tolerância ao risco: a média aritmética simples e duas técnicas de Análise Fatorial, a fim de fazer uma ponderação daqueles itens.

1. A equação de redimensionamento da escala é dada por .

A primeira delas, a Análise Fatorial Exploratória (pela técnica de Componentes Principais), objetiva a redução de variáveis observadas em algumas poucas componentes sem, no entanto, perder a informação contida nelas. O processo se dá por meio da construção de uma média ponderada das variáveis originais pela decomposição da matriz de correlação, ou de covariância, destas variáveis. Os autovetores resultantes representam combinações lineares ortogonais destas variáveis e absorvem o máximo possível da variância do conjunto original de dados utilizados.

Já a Análise Fatorial Confirmatória, segundo Brown (2015), é um tipo de modelo de equações estruturais que trabalha especificamente com modelos de mensuração – relação entre indicadores e variáveis latentes. Neste contexto, o objetivo é determinar a estrutura latente de um instrumento que responde pela variância observada e pela covariância entre conjuntos de indicadores observados e permitir que cada item tenha a sua própria variância, além da fração da variância que é compartilhada por todos os itens e que é refletida em uma variável latente. O ajuste do modelo se dá por meio de equações estruturais, o qual é ilustrado facilmente através de um diagrama:



Os retângulos contêm as variáveis endógenas observadas no banco de dados; os círculos contêm as variáveis não-observadas, ditas variáveis latentes; as setas indicam as relações entre as variáveis, e as trajetórias de uma variável para outra significam que a primeira variável afeta a segunda; os números ao lado das setas correspondem aos coeficientes estimados; a trajetória curva é a correlação estimada entre as variáveis latentes exógenas associadas às variáveis endógenas observadas. A ausência de setas indica que as variáveis são restritas a serem não-correlacionadas – o que não implica que elas sejam, necessariamente, não-correlacionadas, mas apenas que os erros associados a elas são não-correlacionados.

As equações, estimadas simultaneamente, para este modelo são:

$$x_i = \alpha_i + X\beta_i + e.x_i, \text{ onde } i = 1, 2, 3, 4; \quad e$$

$$(X, x_1, x_2, x_3, x_4, e.x_1, e.x_2, e.x_3, e.x_4) \sim \text{iid com média } \mu \text{ e variância } \Sigma.$$

Além disso:

μ é restrito tal que: $\mu_X = 0$ e $\mu_{e.x_i} = 0$, onde $i = 1, 2, 3, 4$ e Σ é restrito tal que:

$$\begin{aligned} \sigma_{e.x_1,e.x_2} &= \sigma_{e.x_2,e.x_1} = 0; \\ \sigma_{e.x_1,e.x_3} &= \sigma_{e.x_3,e.x_1} = 0; \\ \sigma_{e.x_1,e.x_4} &= \sigma_{e.x_4,e.x_1} = 0; \\ \sigma_{e.x_2,e.x_3} &= \sigma_{e.x_3,e.x_2} \neq 0; \\ \sigma_{e.x_2,e.x_4} &= \sigma_{e.x_4,e.x_2} = 0; \\ \sigma_{e.x_3,e.x_4} &= \sigma_{e.x_3,e.x_1} = 0; \text{ e} \\ \sigma_{e.x_i,X} &= \sigma_{X,e.x_i} = 0, \text{ onde } i = 1, 2, 3, 4. \end{aligned}$$

Ambas as técnicas de Análise Fatorial exigem que os modelos sejam especificados de acordo com a teoria formulada a priori, unicamente identificados, estimados conforme as características distributivas das variáveis analisadas, e ajustados pela carga fatorial de cada domínio e, apenas para a opção Confirmatória, a medida também deve ser ajustada pela correlação entre os erros latentes. As três técnicas são utilizadas para construir as medidas de aversão ao risco de forma a representar unidimensionalmente todo o conjunto de situações da escala e, então, os modelos tem as suas limitações comparadas.

Em anexo, a tabela e os gráficos descrevem um pouco desta amostra. Os indivíduos são bastante relutantes a assumir riscos, visto que a média geral de Tolerância ao Risco é 2,25 e a moda é 2. Assumindo, arbitrariamente, que valores acima de 5 representam uma propensão a assumir riscos, verifica-se que apenas 3% da amostra têm essa disposição. Esses resultados preliminares são um pouco divergentes dos demais estudos internacionais no sentido de que os fortalezenses exibem um comportamento mais cautelosos nas suas atitudes, o que é até coerente com a realidade de um país, ou pelo menos de uma região, em ascensão econômica. Dohmen *et al.* (2005) e Dohmen, Khamis e Lehman (2010), respectivamente, estimaram que 30% da força de trabalho alemã e 20% da ucraniana estavam dispostos a assumir riscos. A distribuição de risco ainda se mantém distorcida para a esquerda quando estratificamos a amostra em classes profissionais.

A Tabela I mostra as médias de aversão ao risco para cada grupo profissional, de acordo com os controles considerados. É uma tendência que pessoas mais jovens, com maior escolaridade e solteiras sejam mais tolerantes ao risco. A principal diferença da amostra fortalezense para as amostras dos demais países estudados refere-se à menor aversão ao risco apresentada pelas mulheres, fato que pode estar ligado ao empoderamento feminino².

A segunda medida é uma medida de tolerância ao Risco Financeiro e sugere ao

2. Uma pesquisa realizada pela consultoria EY (2013), antiga Ernst&Young, revela que o Brasil tem a maior proporção de mulheres empreendedoras entre os países integrantes do G-20. As estimativas são de 10,4 milhões de mulheres empreendedoras, cerca de 15% da população com idade economicamente ativa considerada na pesquisa (18 a 64 anos) – corroborando o resultado obtido na amostra.

indivíduo uma situação fictícia envolvendo riscos no mercado de trabalho. Sob algumas suposições, são propostas diferentes ofertas de emprego e a pessoa deve indicar qual a alternativa escolheria:

Suponha que o (a) senhor (a) seja a única pessoa que possui renda na sua família, no valor de R\$ _____. Este emprego é satisfatório e garantirá o mesmo nível de renda até a sua aposentadoria. Aparece uma oportunidade de iniciar em um novo emprego, tão satisfatório quanto o atual, e que tem uma chance de 50% de dobrar o salário atual e de 50% de diminuir o salário atual em 33%. O (A) senhor (a) deve escolher entre os dois empregos. O (A) senhor (a) aceitaria o novo emprego?

A primeira situação supõe que o indivíduo recebe uma oferta de emprego na qual ele pode ter o seu salário dobrado ou reduzido em 33%. Caso o entrevistado aceite a proposta de troca de emprego, é suposta uma nova situação na qual ele pode ter o seu salário atual dobrado ou reduzido em 50%. Já em caso negativo, a nova situação apresentada supõe um aumento de 100% e uma redução de 20% do salário atual. Essa é uma medida de risco mais objetiva e mais relacionada aos objetivos do trabalho, por não sofrer influência das percepções individuais, e heterogêneas, de risco. Ou seja, como as pessoas têm percepções de risco muito heterogêneas, as atitudes de risco, na medida de risco comportamental, confundem-se com as percepções de risco – o que não ocorre nesta questão. A construção dela é bastante simples e aloca os indivíduos em um dos quatro grupos: muito avesso (aqueles indivíduos que negam todas as propostas), avesso (aqueles que aceitam o risco de uma possível redução de 20%), propenso (aqueles que aceitam o risco de uma possível redução de 33%), muito propenso a assumir risco (aqueles que aceitam o risco de uma possível redução de 50%).

Utilizando estas duas medidas de risco, juntamente com um conjunto de covariáveis socioeconômicas, foi estimada a probabilidade de uma pessoa estar no setor informal através de um modelo probit. E, para verificar a importância do comportamento frente ao risco na escolha profissional dos indivíduos, estas medidas de Risco Comportamental e Financeiro, juntamente com um conjunto de covariáveis socioeconômicas, foram utilizadas para estimar a probabilidade de uma pessoa estar em qualquer uma das classes profissionais pré-estabelecidas através de um modelo multinomial logit.

4 RESULTADOS

Para os modelos de risco, inicialmente, foi calculada a média aritmética simples das respostas dos indivíduos. Como mostra o Gráfico 1, este índice simples de Tolerância ao Risco é igual a 2,665, na escala que vai de 0 a 10 pontos, e desvio padrão igual a 1,660 para as 1829 pessoas que deram respostas válidas a todos os itens da escala. O Gráfico 2 mostra a distribuição das frequências das medidas para as diferentes classes profissionais definidas previamente. Com o auxílio da Tabela I, vemos que os profissionais autônomos desta amostra analisada exibiram as menores medidas de tolerância ao risco, comparados aos assalariados, mostrando-se mais avessos ao risco – em especial autônomos formais.

O comportamento descrito na literatura se mantém quando discriminamos a amostra por grupos de idade, nível educacional e estado. Pessoas mais velhas, com menor escolaridade e casadas são mais avessos ao risco. O diferencial está no comportamento feminino, menos avesso ao risco em qualquer das classes profissionais consideradas.

A aplicação da técnica de Componentes Principais forneceu três fatores que explicam 48% da variância total do modelo. Porém, é possível interpretar de maneira teórica coerente somente o primeiro fator, que retém 22% da variância total. As cargas fatoriais e os coeficientes utilizados na construção da medida de risco são dados na Tabela 1, abaixo:

Tabela 1: Análise de Componentes Principais

	Carga fatorial	Coefficiente de ponderação
Emprestar dinheiro – parente	0,477	0,219
Colar em uma prova	0,510	0,234
Dirigir sem cinto	0,472	0,217
Dirigir bêbado	0,412	0,189
Emprestar dinheiro – amigo	0,568	0,260
Praticar esporte de risco	0,463	0,212
Vestir roupas não convencionais	0,372	0,171
Viajar de avião	0,422	0,194
Fazer sexo sem proteção	0,330	0,151
Admitir preferências diferentes	0,581	0,267

Fonte: Amostra extraída da Base de Dados Longitudinal de Vitimização do Ceará (Carvalho, 2012).

Elaboração própria. O Alpha de Cronbach, uma medida de confiabilidade, é igual a 0,585 e a estatística de Kaiser-Meyer-Olkin, uma medida de adequabilidade da amostra, é igual a 0,646, ambas consideradas regulares para a avaliação da qualidade da medida estimada.

A técnica de Análise Fatorial Confirmatória relaciona, simultaneamente, cada item da escala a uma variável latente, aqui denominada “aversão”, em uma regressão simples, e determina um erro para cada um dos itens – os quais ainda podem ser correlacionados. O modelo estruturado final está apresentado na Figura 1, em anexo. Na Tabela 2, logo abaixo, o modelo também está descrito mais detalhadamente. Na parte superior da tabela, são apresentadas as equações estruturais do modelo; na parte central, as variâncias individuais das variáveis latentes: dos erros associados a cada item utilizado na construção da escala e da própria variável cognitiva de risco a ser mensurada; e, por fim, as covariâncias dos erros que apresentaram-se correlacionados: emprestar dinheiro a um parente e emprestar dinheiro a um amigo, dirigir bêbado e dirigir sem cinto de segurança, praticar esportes radicais e viajar de avião.

Tabela 2: Análise Fatorial Confirmatória

	Coefficiente	Erro padrão
Emprestar dinheiro – parente	0,215	0,032
_constante	1,482	0,034
Colar em uma prova	0,458	0,029
_constante	1,091	0,029
Dirigir sem cinto	0,364	0,031
_constante	1,159	0,030
Dirigir bêbado	0,260	0,032
_constante	1,254	0,031
Emprestar dinheiro – amigo	0,327	0,031
_constante	1,245	0,031
Praticar esporte de risco	0,280	0,031
_constante	1,008	0,029
Vestir roupas não convencionais	0,320	0,030
_constante	1,126	0,030
Viajar de avião	0,225	0,031
_constante	1,645	0,036
Fazer sexo sem proteção	0,288	0,031
_constante	1,062	0,029
Admitir preferências diferentes	0,540	0,031
_constante	1,443	0,033
Variâncias		
erro_x1	0,954	0,013
erro_x2	0,790	0,027
erro_x3	0,867	0,022
erro_x4	0,932	0,017
erro_x5	0,893	0,020
erro_x6	0,922	0,017
erro_x7	0,898	0,019
erro_x8	0,950	0,014
erro_x9	0,917	0,018
erro_x10	0,708	0,033
aversão	1	restrito
Covariâncias		
erro_x1 * erro_x5	0,494	0,019
erro_x3 * erro_x4	0,254	0,024
erro_x6 * erro_x8	0,267	0,023

Fonte: Amostra extraída da Base de Dados Longitudinal de Vitimização do Ceará (Carvalho, 2012). Elaboração própria.

Testes comprovam a qualidade do ajuste deste modelo. O índice comparativo entre o modelo ajustado e o modelo básico, que assume que não há relação entre os itens da escala, indica que o modelo ajustado é 91,5% melhor que o modelo nulo. Além disso, as estatísticas RMSEA e SRMR, que medem o tamanho do erro para cada grau de liberdade adicionado e a correlação média dos itens da escala, respectivamente, são ambas menores que 0,05, indicando que o ajuste é adequado.

Os modelos logit multinomial, estimados para verificar os determinantes de cada classe profissional, foram calculados utilizando cada uma das três Medidas de Tolerância ao Risco (Média Aritmética sem Ponderação, Análise de Componentes Principais e Análise Fatorial Confirmatória) e as seguintes covariáveis para controle³: gênero, idade, quadrado da idade, nível educacional, estado civil e raça. Eles são apresentados nas Tabelas II, III e IV, em anexo, e as conclusões são idênticas para todos os três modelos. De modo geral, os assalariados formais compõem a classe mais tolerante ao risco, embora a medida seja estatisticamente significativa somente para a classe de assalariados informais, o que é intuitivo visto que estes últimos não possuem a mesma segurança econômica dos primeiros.

Comparados à classe de assalariados formais, os autônomos formais possuem um perfil bastante semelhante, com exceção dos indivíduos casados, que são significativamente mais tolerantes ao risco. Verifica-se, também, que homens são mais avessos ao risco que mulheres, exceto nesta classe. Ambas as características podem estar relacionadas ao fato já descrito anteriormente sobre o empreendedorismo feminino destacado internacionalmente – mulheres que resolvem formalizar o seu empreendimento tendem a ser mais avessas ao risco do que aquelas que mantêm-se na informalidade.

Segundo os dados, a idade costuma tornar o indivíduo mais avesso ao risco, assim como o casamento, tanto para assalariados informais como para autônomos informais, ratificando a literatura existente. A literatura diz, ainda, que quanto maior o nível educacional do indivíduo menor a sua aversão ao risco, e isso já havia sido verificado nas informações descritivas da Tabela I. O interessante é que assalariados informais e autônomos informais são mais avessos ao risco que assalariados formais a medida em que o nível educacional aumenta igualmente para estas classes.

Assim, podemos dizer que a Medida de Risco Comportamental final adotada, construída a partir de um modelo de Análise Fatorial Confirmatória sobre situações cotidianas hipotéticas, parece ser um preditor importante na determinação da classe profissional escolhida pelo indivíduo, mesmo quando controlamos os modelos para outras variáveis. Além disso, é uma medida mais bem fundamentada do ponto de vista teórico, pois determina

3. Adicionalmente, foram incluídas covariáveis de renda e de regional e foram obtidas as mesmas conclusões do modelo apresentado, sem ganhos relevantes para a especificação do modelo.

uma variável latente (Medida de Tolerância ao Risco) que é interpretada como a causa dos indicadores observados. A Média Simples utilizada sem ponderação é uma medida muito grosseira e frágil a valores extremos. E a técnica de Componentes Principais é utilizada, basicamente, para redução do número de variáveis produzindo componentes lineares ortogonais que são médias ponderadas das variáveis originais.

Já as medidas de Risco Financeiro testadas (categóricas com duas, três e quatro categorias, construídas a partir da agregação das categorias originais: muito avesso, avesso, propenso, muito propenso) não se mostraram preditores significantes para determinação da classe profissional do indivíduo. Dohmen, Khamis e Lehman (2010) encontraram resultado significativo apenas para a classe de autônomos formais e justificaram que “este resultado deveria ser intuitivo pois (...) [eles] devem ser capazes de desenvolver cálculos econômicos exigidos para uma resposta racional à questão de investimento hipotético”.

Os modelos logit multinomial para verificação da Tolerância ao Risco Financeiro, foram calculados utilizando a própria Tolerância ao Risco Comportamental como covariável de controle, além daquelas já descritas. O resultado para as três categorias de risco – muito avesso, algo propenso (agregando as categorias avesso e propenso) e muito propenso – são descritos na Tabela V, em anexo.

A medida de tolerância ao Risco Comportamental é um bom indicador para a tolerância aos Riscos Financeiros. Pessoas com maior tolerância às situações arriscadas do cotidiano também tendem a assumir mais riscos na carreira profissional, independentemente de nível educacional, gênero e raça. A idade, novamente, mostra-se um limitador, bem como o estado civil – pessoas com mais idade e casadas tendem a ser mais cautelosos com as possibilidades de ascensão profissional. O fator que se mostra fundamental na rejeição de riscos profissionais é a renda⁴ do indivíduo. Dentro da mesma faixa de renda, mantém-se o padrão de aversão ao risco e os indivíduos, em geral, são bastante cautelosos quanto a aceitação de riscos financeiros. Além disso, apesar de haver diferenças significativas somente entre os indivíduos totalmente avessos ao risco e os totalmente propensos ao risco, a responsabilidade sobre o provimento de sustento à família faz com que a disposição a assumir tais riscos diminua na medida em que a renda fica menor. Ou seja, os resultados sugerem que quanto menor é a renda, maior é a aversão a tais riscos.

De modo inverso, um modelo onde as categorias profissionais foram testadas para explicar as preferências pelos riscos profissionais, mas não obteve-se resultado significativo. Apoiando os resultados de Dohmen, Khamis e Lehman (2010), isso sugere que são as preferências pelos riscos que determinam a classe profissional do indivíduo, e não o contrário.

4. Talvez por uma limitação amostral, o efeito não pode ser verificado com mais precisão para as faixas de renda mais altas.

Ainda numa tentativa de provar essa via de mão única das preferências quanto aos riscos para a alocação profissional, foi testado um modelo probit simples para determinação da informalidade das atividades como função das duas medidas⁵ de risco construídas e outro utilizando, também, as demais covariáveis. Os modelos são apresentados na Tabela VI, anexa.

Apenas a medida que traduz a tolerância ao risco comportamental, quando utilizada sozinha, é significativa para determinar a formalidade das atividades profissionais. Ao incluir os demais controles, ela se torna irrelevante – indicando maior valor na identificação da autonomia das atividades do que propriamente do caráter das mesmas. Da mesma forma, o fato do indivíduo ser totalmente contra a troca de um emprego estável por outro com possibilidades de ganhos maiores não implica, necessariamente, na formalidade das suas atividades. Enquanto isso, características como renda, nível educacional, gênero, idade e estado civil são fundamentais para a decisão de regularizar, ou não, as atividades.

5 CONCLUSÕES

Por vezes, um pequeno empreendimento informal é a única opção que alguns indivíduos têm para se sustentar (teoria antiga de entrada compulsória). Entretanto, há outras pessoas que não veem grandes problemas em assumir riscos e investir recursos nestes tipos de atividade por acreditar que isto lhes trará maiores oportunidades de ganhos, quando comparado a algum trabalho formal ao qual elas teriam de se sujeitar, bem como maior satisfação pessoal e qualidade de vida (teoria moderna de escolha racional).

Frequentemente, a carga tributária imposta pela legislação trabalhista é alegada como a principal causa da opção pelas atividades informais. Entretanto, a promoção de esclarecimentos sobre formas de regularização, direitos e deveres, valores investidos e possibilidade de retornos, que comporiam uma política de incentivo à formalização, poderiam incentivar o empreendedorismo autônomo, mas formal, que, por sua vez, promoveria o desenvolvimento econômico.

Os dados revelam que o índice de informalidade chega a 51% na amostra pesquisada. E isso poderia estar ligado ao comportamento que as pessoas apresentam frente às situações de risco. Entretanto, análises de modelos probit para determinação da categoria profissional e da informalidade como funções das medidas de risco mostraram que tais medidas

5. Deve-se destacar que as medidas de tolerância ao risco adotadas nestes modelos são diferentes para cada domínio de análise. Para o caso Comportamental, a medida é a mesma utilizada nos modelos anteriores, contínua e construída a partir da Análise Fatorial Confirmatória. Já para o caso Financeiro, a medida adotada é binária, construída a partir da agregação das categorias avesso, propenso e muito propenso contra a categoria muito avesso ao risco.

de tolerância, tanto comportamental como financeira, são mais relevantes na identificação do perfil autônomo-administrativo dos indivíduos do que na identificação da regularidade legal das atividades profissionais exercidas. Isso sustenta a literatura de que as preferências determinam a profissão, e não vice-versa.

Assim como na literatura internacional apontada ao longo dos primeiros capítulos, as análises confirmam que pessoas mais velhas e com menor escolaridade apresentam menores níveis de tolerância ao risco, bem como aquelas que são casadas. A exceção fica no grupo de mulheres fortalezenses, que é mais tolerante ao risco do que os homens. Além disso, contraditoriamente, a categoria de assalariados formais apresentou o maior índice médio de tolerância ao risco comportamental, ou seja, é a categoria de profissionais menos avessa ao risco. A teoria ainda é confirmada com o fato de que autônomos informais são mais tolerantes ao risco do que autônomos formais – fato que pode ser considerado como justificativa para a decisão da regularização do negócio.

Embora as três técnicas forneçam medidas unidimensionais que permitem mensurar a tolerância ao risco, a Análise Fatorial Confirmatória exhibe vantagens sobre os demais. Esta técnica produz uma solução mais parcimoniosa pela indicação do padrão das cargas fatoriais e da aleatoriedade dos erros. Esta solução, dada por um fator latente interpretável e passível de testes de adequabilidade, expressa de forma mais consistente, pela própria construção, as respostas dadas pelas pessoas para as suas limitações – que é a definição de medida, segundo Wilson (2005): “processo de designar números a atributos”.

A medida de tolerância ao Risco Comportamental é um bom preditor para avaliação da Aversão aos Riscos Financeiros. Entretanto, o fator que mais se destaca nesta análise é a faixa de renda em que o indivíduo se encontra. Mesmo com diferenças significativas somente entre os indivíduos que estão nos extremos da distribuição, pode-se notar que a aversão aos riscos financeiros é maior nas classes mais baixas de renda, indicando que a fragilidade financeira das pessoas é um fator fundamental para a rejeição de riscos.

Alguns resultados apresentados são divergentes daqueles encontrados pelos outros autores que utilizaram abordagem semelhante. Mesmo assim, pode-se dizer que a medida de risco comportamental construída a partir da avaliação subjetiva de situações hipotéticas é um bom preditor para determinar níveis de aversão ao risco e contribui para a literatura relacionada. Além disso, contribui para a literatura de mercado de trabalho, pois o índice construído pode ser considerado como um sugestivo da categoria profissional dos indivíduos – visto que as conclusões empíricas ainda corroboram hipóteses teóricas.

Contudo, este é um trabalho preliminar e merece maior esforço no sentido de verificar os resultados através de análises mais consistentes. Como sugestão para trabalhos posteriores, há a possibilidade para a realização de estudos relacionados a esta mesma área de conhecimento com informações suplementares obtidas do Censo Demográfico. O cruzamento dessas bases é possível porque ambas contêm indicadores de localização que informam o setor censitário do entrevistado. Nesta alternativa, por exemplo, poderiam ser obtidas informações de cada setor censitário utilizado na pesquisa sobre vitimização realizada no Ceará, as quais utilizadas como controles mais fidedignos nas estimações de efeito vizinhança na informalidade.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BONIN, Holger; DOHMEN, Thomas; FALK, Armin; HUFFMAN, David; SUNDE (2006). Cross-sectional earnings risk and occupational sorting: the role of risk attitudes. IZA Discussion Paper No.1930.

BROWN, Timothy A. (2015). Confirmatory factor analysis for applied research (2nd ed.). New York: Guilford Press.

CARVALHO, J. R. (2012). Montagem de uma Base de Dados Longitudinal de Vitimização do Ceará: Aspectos Sócio-Econômicos e Espaciais. Relatório Final de Pesquisa, FUNCAP – Edital nº 5/2008 – Segurança Pública, 38 pp.

DOHMEN, Thomas; FALK, Armin (2005). Performance pay and sorting – productivity, preferences and gender. IZA Working Paper.

DOHMEN, Thomas; FALK, Armin; HUFFMAN, David; SUNDE, Uwe; SCHUPP, Jürgen; WAGNER, Gert G. (2005). Individual Risk Attitudes: New Evidence from a Large, Representative, Experimentally-Validated Survey. IZA Discussion Paper No.1730.

DOHMEN, Thomas; KHAMIS, Melanie; LEHMANN, Hartmut (2010). Risk attitudes and the incidence of informality among workers: evidence from a transition country. ESCIRRU Working Paper No. 22. German Institute for Economic Research, Berlin.

EKELUND, Jesper; JOHANSSON, Edvard; JÄRVELIN, Marjo-Riitta; LICHTERMANN, Dirk (2005). Self-employment and risk aversion – evidence from psychological test data. *Labour Economics*, 12(5), 649-659.

ERNST&YOUNG GLOBAL LIMITED – EY (2013). The EY G20 Entrepreneurship Barometer 2013 – The power of three: governments, entrepreneurs and corporations. EY, Agosto de 2013. Disponível em <http://www.ey.com/Publication/vwLUAssets/EY-G>

20-country-report-2013-Brazil/\$FILE/EY-G20-country-report-2013-Brazil.pdf. Acessado em 27/09/2013.

GREENE, William H. (2003). *Econometric Analysis*, 5ª edição, Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey 07458.

HARRIS, J. R.; TODARO, M. P. (1970). Migration, Unemployment and Development: A two sector analysis. *American Economic Review*, 60, pp. 126-142.

INSTITUTO BRASILEIRO DE ÉTICA CONCORRENCIAL – ETCO (2013). Índice da Economia Subterrânea. IBRE-FGV/ ETCO, Junho de 2013. Disponível em: . Acessado em 26/07/2013.

INSTITUTO BRASILEIRO DE ÉTICA CONCORRENCIAL – ETCO (2014). ETCO e FGV/IBRE: atualizado com dados da PNAD Contínua, Índice de Economia Subterrânea confirma movimento de queda. IBRE-FGV/ ETCO, 27 de Maio de 2014. Disponível em: destaque/etco-e-fgvibre-atualizado-com-dados-da-pnad-continua-indice-de-economia-subterranea-confirma-movimento-de-queda. Acessado em 11/06/2014.

LEHMANN, Hartmut; PIGNATTI, Norberto (2007). Informal Employment and Labor Market Segmentation in Transition Economies: Evidence from Ukraine. IZA Discussion Paper No.3269.

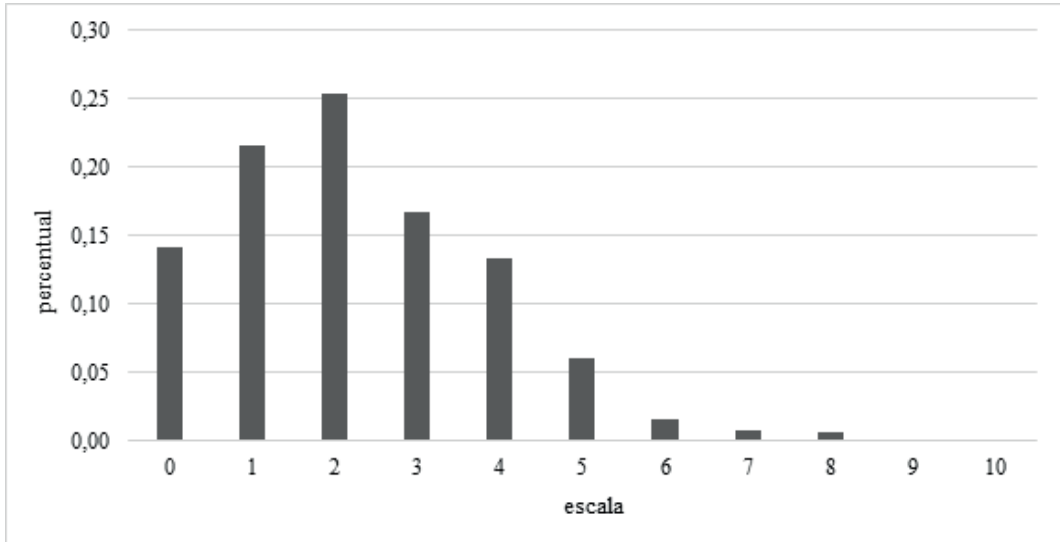
NERLOVE, Marc; PRESS, S. James (1973). *Univariate and Multivariate Log-Linear and Logistic Models*. RAND – R1306-EDA/NIH, Santa Monica.

WILSON, M. (2005). *Constructing measures: An item response modeling approach*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates

WORLD BANK (2007). *Informality: Exit and Exclusion*.

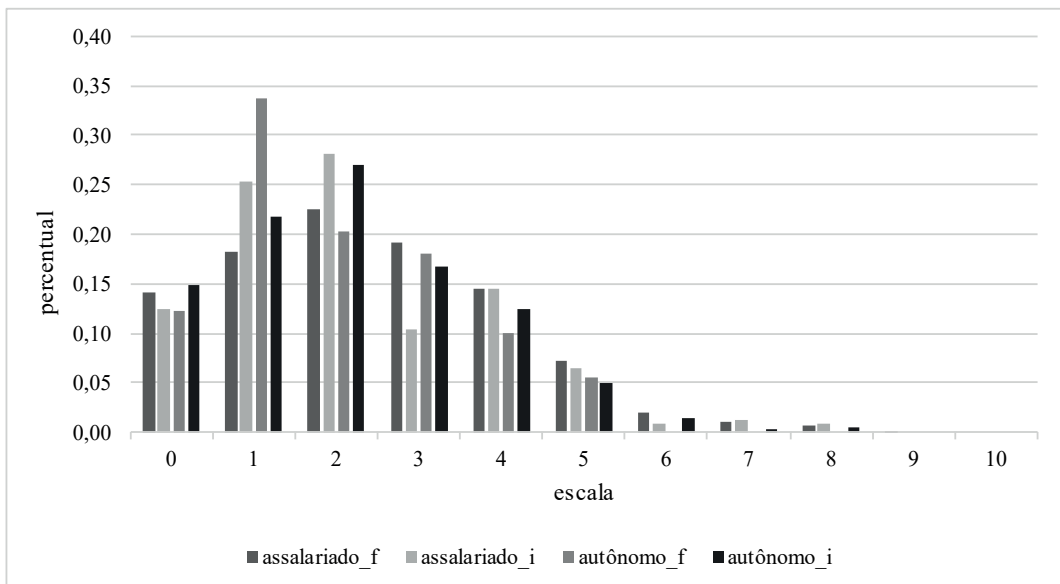
7 ANEXOS

Gráfico 1: Medida de Tolerância ao Risco – geral (média aritmética sem ponderação).



Fonte: Amostra extraída da Base de Dados Longitudinal de Vitimização do Ceará (Carvalho, 2012). Elaboração própria.

Gráfico 2: Medida de Tolerância ao Risco – por classe profissional (média aritmética sem ponderação).



Fonte: Amostra extraída da Base de Dados Longitudinal de Vitimização do Ceará (Carvalho, 2012). Elaboração própria.

Tabela I

Médias de tolerância ao risco - por classe profissional (média aritmética sem ponderação)														
	assalariado formal			assalariado informal			autônomo formal			autônomo informal			geral	
	med_ tolerância	n	med_ tolerância	med_ tolerância	n	med_ tolerância	med_ tolerância	n	med_ tolerância	n	med_ tolerância	n	med_ tolerância	n
Tolerância ao risco	2,42	634	2,22	251	1,97	89	2,16	898					2,25	1872
Gênero														
masculino	2,16	416	2,04	133	1,89	62	1,85	446					2,00	1057
feminino	2,91	218	2,44	118	2,15	27	2,46	452					2,57	815
Grupo de idade														
15-25anos	2,97	153	2,63	81	3,00	6	2,58	132					2,76	372
26-35anos	2,49	242	2,16	70	2,27	22	2,64	203					2,49	537
36-45anos	2,08	132	1,88	50	2,06	17	2,15	242					2,09	441
46-55anos	1,91	78	2,19	26	1,29	24	1,67	191					1,74	319
56-65anos	1,75	20	1,20	10	2,08	12	1,56	98					1,61	140
66anos+	2,11	9	2,29	14	2,00	8	2,03	32					2,10	63
Nível educacional														
sem instrução	1,56	9	1,33	9	0,00	2	1,39	49					1,36	69
fundamental incompleto	1,76	134	1,92	76	1,68	19	2,03	365					1,94	594
fundamental completo	2,34	61	2,29	36	2,50	6	1,96	106					2,14	209
médio incompleto	2,07	85	2,60	43	2,00	8	2,27	99					2,25	235
médio completo	2,69	269	2,21	70	1,90	39	2,44	229					2,49	607
superior incompleto	3,24	41	3,30	13	3,33	3	2,93	27					3,15	84
superior completo	2,56	25	1,66	3	2,36	11	2,50	16					2,45	55
pós-graduação	4,00	10	3,00	1	2,00	1	2,71	7					3,37	19
Estado civil														
casado	2,16	409	2,05	188	1,69	35	1,99	570					2,05	1202
não casado	2,56	225	2,29	63	2,40	54	2,25	328					2,37	670
Raça														
branca	2,60	206	2,33	72	2,14	36	2,17	243					2,35	557
preta	2,32	53	2,26	28	1,25	4	2,34	90					2,30	175
parda	2,33	372	2,17	151	1,90	49	2,13	563					2,19	1135
outras	2,33	3	0,00	0	0,00	0	3,50	2					2,80	5

Fonte: Amostra extraída da Base de Dados Longitudinal de Vitimização do Ceará (Carvalho, 2012). Elaboração própria.

Figura 1: Modelo de equações estruturais – Análise Fatorial Confirmatória.

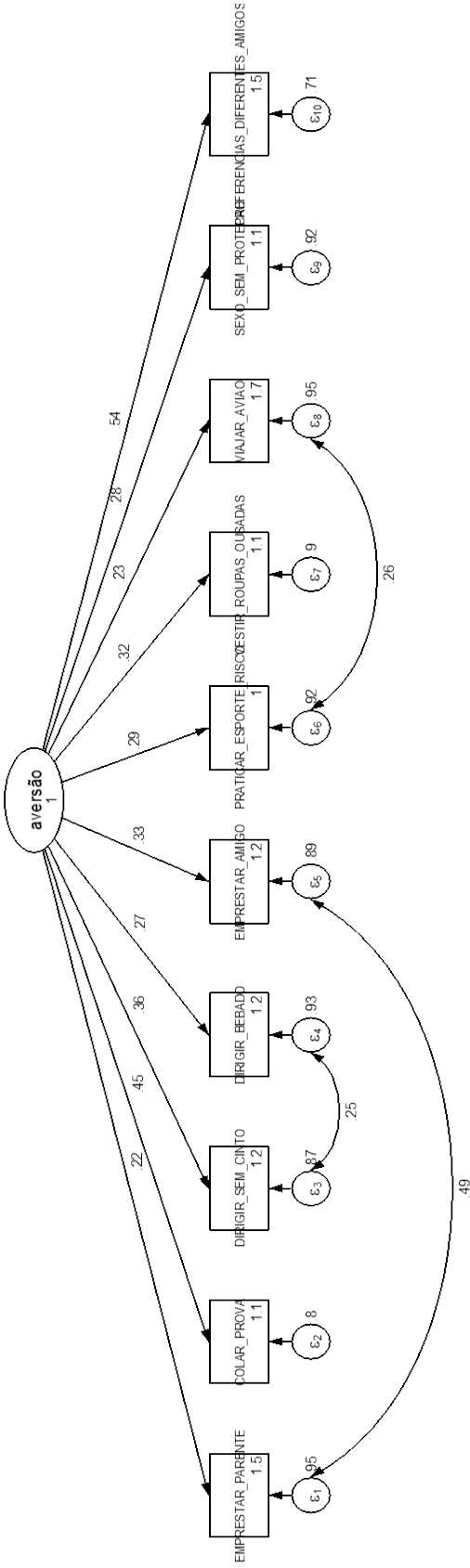


Tabela II: Modelo 1

	Modelo mlogit 1: média aritmética sem ponderação								
	assalariado informal			autônomo formal			autônomo informal		
	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão	
TOLERÂNCIA AO RISCO	-0,123**	0,050	-0,101	0,084	-0,032	0,035			
Masculino	-0,661***	0,162	0,212	0,271	-0,790***	0,117			
Idade	-0,161***	0,035	0,071	0,064	-0,014	0,029			
idade^2	0,002***	< 0,001	< -0,001	0,001	0,001*	< 0,001			
fundamental incompleto	-0,400	0,506	-0,038	0,835	-0,362	0,390			
fundamental completo	-0,337	0,534	-0,407	0,911	-0,754*	0,413			
médio incompleto	-0,658	0,530	0,057	0,890	-0,947**	0,411			
médio completo	-1,115**	0,511	0,144	0,831	-1,372***	0,392			
superior incompleto	-0,923	0,595	-0,147	1,024	-1,511***	0,463			
superior completo	-1,945**	0,787	0,630	0,912	-2,093***	0,508			
pós-graduação	-1,971*	1,169	-0,463	1,351	-1,961***	0,646			
estado_civil	-0,357*	0,183	0,686***	0,258	-0,135	0,122			
raça_branca	-0,055	0,177	0,362	0,260	-0,064	0,127			
raça_preta	0,260	0,267	-0,541	0,554	0,072	0,200			
raça_outra	-14,373	1322,747	-14,382	2098,356	-1,024	0,944			
Constante	3,487***	0,832	-4,765***	1,594	1,401**	0,673			

n = 1829

Categorias-base: assalariado formal, homem, sem instrução, casado, raça_parda.

*** significância a 1%, ** significância a 5%, * significância a 10%.

Fonte: Amostra extraída da Base de Dados Longitudinal de Vitimização do Ceará (Carvalho, 2012). Elaboração própria

Tabela III: Modelo 2

	Modelo mlogit 2: análise fatorial exploratória					
	as salariado informal			autônomo formal		
	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão
TOLERÂNCIA AO RISCO	-0,221***	0,083	-0,157	0,142	-0,042	0,058
masculino	-0,663***	0,162	0,219	0,271	-0,785***	0,117
idade	-0,162***	0,035	0,071	0,064	-0,014	0,029
idade^2	0,002***	< 0,001	< -0,001	0,001	0,001*	< 0,001
fundamental incompleto	-0,407	0,506	-0,050	0,834	-0,368	0,390
fundamental completo	-0,346	0,534	-0,422	0,911	-0,761*	0,413
médio incompleto	-0,671	0,530	0,041	0,890	-0,954**	0,411
médio completo	-1,130**	0,511	0,122	0,830	-1,381***	0,392
superior incompleto	-0,933	0,595	-0,171	1,022	-1,523***	0,463
superior completo	-1,965**	0,787	0,605	0,910	-2,104***	0,508
pós-graduação	-1,982*	1,169	-0,485	1,350	-1,978***	0,645
estado_civil	-0,363**	0,183	0,682***	0,258	-0,136	0,123
raça_branca	-0,058	0,177	0,357	0,260	-0,064	0,127
raça_preta	0,263	0,267	-0,546	0,554	0,071	0,200
raça_outra	-14,361	1321,665	-14,387	2103,308	-1,030	0,944
constante	3,193***	0,807	-5,026***	1,568	1,308**	0,658

n = 1829

Categorias-base: assalariado formal, homem, sem instrução, casado, raça_parda.
 *** significância a 1%, ** significância a 5%, * significância a 10%.

Fonte: Amostra extraída da Base de Dados Longitudinal de Vitimização do Ceará (Carvalho, 2012). Elaboração própria.

Tabela IV: Modelo 3

	Modelo mlogit 3: análise fatorial confirmatória									
	assalariado informal			autônomo formal			autônomo informal			
	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão
TOLERÂNCIA AO RISCO	-0,316***	0,111	-0,060	0,183	-0,005	0,077				
masculino	-0,688***	0,163	0,250	0,273	-0,774***	0,118				
idade	-0,161***	0,035	0,077	0,064	-0,012	0,029				
idade^2	0,002***	< 0,001	< -0,001	0,001	0,001*	< 0,001				
fundamental incompleto	-0,410	0,507	-0,095	0,833	-0,380	0,390				
fundamental completo	-0,356	0,535	-0,478	0,910	-0,777*	0,412				
médio incompleto	-0,681	0,531	-0,008	0,889	-0,966**	0,411				
médio completo	-1,142**	0,512	0,050	0,827	-1,400***	0,392				
superior incompleto	-0,941	0,595	-0,276	1,019	-1,555***	0,462				
superior completo	-1,985*	0,787	0,517	0,907	-2,123***	0,507				
pós-graduação	-2,008*	1,168	-0,673	1,343	-2,022***	0,643				
estado_civil	-0,355*	0,183	0,689***	0,258	-0,133	0,122				
raça_branca	-0,069	0,177	0,356	0,260	-0,063	0,127				
raça_preta	0,269	0,267	-0,558	0,554	0,068	0,200				
raça_outra	-14,313	1313,183	-14,433	2122,681	-1,047	0,942				
constante	3,194***	0,807	-5,109***	1,571	1,269*	0,658				

n = 1829

Categorias-base: assalariado formal, homem, sem instrução, casado, raça_parda.

*** significância a 1%, ** significância a 5%, * significância a 10%.

Fonte: Amostra extraída da Base de Dados Longitudinal de Vitimização do Ceará (Carvalho, 2012). Elaboração própria.

Tabela V: Modelo Risco Financeiro

Modelo mlogit para Risco Financeiro				
	avesso (aceita 20 ou 33%)		muito propenso (aceita 50%)	
	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão
TOLERÂNCIA AO RISCO	0,180*	0,109	0,705***	0,102
masculino	0,244	0,164	0,23	0,161
idade	-0,041	0,037	-0,074**	0,032
idade^2	< 0,001	< 0,001	< 0,001**	< 0,001
fundamental incompleto	0,611	0,619	-0,42	0,414
fundamental completo	-0,009	0,679	-0,548	0,475
médio incompleto	0,493	0,648	-0,696	0,469
médio completo	0,916	0,627	0,087	0,475
superior incompleto	1,208*	0,692	0,286	0,516
superior completo	0,751	0,793	0,793	0,55
pós-graduação	1,413	0,95	0,906	0,766
estado_civil	-0,143	0,175	-0,462**	0,184
raça_branca	-0,103	0,181	0,332*	0,172
raça_preta	-0,018	0,275	-0,233	0,296
raça_outra	0,479	1,146	-11,855	497,554
renda_f2	-0,007	0,251	-0,442*	0,229
renda_f3	-0,233	0,27	-0,797***	0,252
renda_f5	0,055	0,288	-0,830***	0,286
renda_f10	0,274	0,372	-0,078	0,331
renda_f15	-1,11	1,061	-2,097**	1,065
renda_f20	0,974	0,795	-0,652	0,902
renda_f20m	0,886	0,758	-0,632	0,882
constante	-1,503	0,918	0,124	0,734

n=1792

Categorias-base: assalariado formal, homem, sem instrução, casado, raça_parda.

*** significância a 1%, ** significância a 5%, * significância a 10%.

Fonte: Amostra extraída da Base de Dados Longitudinal de Vitimização do Ceará (Carvalho, 2012).
Elaboração própria.

TABELA VI: Modelo Probit

Modelos probit para determinação da informalidade								
	Risco Comportamental				Risco Financeiro			
	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão
TOLERÂNCIA AO RISCO	0,066 *	0,040	0,022	0,045	-0,111	0,071	-0,007	0,077
masculino			0,439 ***	0,067			0,432 ***	0,065
idade			0,032 **	0,015			0,032 **	0,015
idade^2			-0,001 ***	< 0,001			-0,001 ***	< 0,001
fundamental incompleto			0,157	0,204			0,160	0,204
fundamental completo			0,269	0,219			0,272	0,219
médio incompleto			0,416 *	0,217			0,418 *	0,217
médio completo			0,631 ***	0,207			0,634 ***	0,207
superior incompleto			0,653 ***	0,250			0,659 ***	0,249
superior completo			1,088 ***	0,275			1,090 ***	0,276
pós-graduação			0,582	0,394			0,588	0,394
estado_civil			0,141 **	0,070			0,140 **	0,070
raça_branca			0,022	0,073			0,020	0,072
raça_preta			-0,053	0,112			-0,051	0,112
raça_outra			0,650	0,560			0,663	0,560
renda_f2			0,182 *	0,104			0,184 *	0,104
renda_f3			0,473 ***	0,107			0,476 ***	0,107
renda_f5			0,556 ***	0,119			0,559 ***	0,119
renda_f10			0,459 ***	0,157			0,465 ***	0,156
renda_f15			0,401	0,294			0,409	0,294
renda_f20			0,959 **	0,436			0,968 **	0,435
renda_f20m			1,168 ***	0,422			1,181 ***	0,421
constante	-0,285 ***	0,030	-1,655 ***	0,359	-0,199 ***	0,062	-1,637 ***	0,359
			<i>n</i> = 1792				<i>n</i> = 1792	

Categorias-base: assalariado formal, homem, sem instrução, casado, raça_parda.

*** significância a 1%, ** significância a 5%, * significância a 10%.

Fonte: Amostra extraída da Base de Dados Longitudinal de Vitimização do Ceará (Carvalho, 2012).
Elaboração própria.

COMPETIÇÃO POLÍTICA E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS DO CEARÁ NOS ANOS DE 2006 E 2010

Paulo de Melo Jorge Neto*

Francisco Antonio Sousa de Araújo **

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar a relação entre desenvolvimento e a competição política dos municípios do Ceará. Para medir competição usou-se a reeleição de prefeitos e vereadores, dessa forma, um menor número de reeleições nesses cargos indicam maior grau de disputa pelo poder político. Pretende-se identificar, por exemplo, se os municípios que possuem menor alternância entre os políticos eleitos são os que apresentam maiores ou menores indicadores de desenvolvimento, tendo em vista que os candidatos no poder podem continuar sendo eleitos por favorecerem os interesses da população, levando a um maior bem-estar social, ou por privilegiarem determinados grupos, em troca de apoio, favorecendo a atividade de *rent-seeking*. Montou-se um painel com os anos de 2006 e 2010 para todos os 184 municípios cearenses. Devido à relação simultânea entre desenvolvimento e competição política, as variáveis que refletiam esta foram consideradas endógenas. Logo, utilizou-se o método de variáveis instrumentais com efeitos fixos. Foram feitas duas estimações, em uma delas, excluiu-se o município de Fortaleza por este se destacar dos demais em termos de desempenho econômico. Não foram encontradas diferenças significativas nas duas estimações. Os resultados mostram que, os municípios que possuem menor nível de competição são os que apresentam melhor índice de desenvolvimento.

Palavras-Chave: Competição Política, Desenvolvimento Econômico, Reeleição.

* Graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Ceará em 1990; Mestrado em Economia pela Universidade Federal do Ceará em 1992; Doutorado em Economia pela University of Illinois - System em 1996. Professor adjunto da Universidade Federal do Ceará.

Contato: (85) 98802-9974 | pjneto@caen.ufc.com

** Graduação em Economia pela Universidade Federal do Ceará em 2010; Mestrado em Economia pela Universidade Federal do Ceará em 2013; Doutorado em Economia.

Contato: (85) 98622-2710 | tony.araujo.ce@gmail.com

ABSTRACT

The objective of this work is to analyze the relationship between competition policy and development of municipalities. To measure competition used to re-election of mayors and aldermen, thus a smaller number of reelections these positions indicate a greater degree of competition for political power. We intend to identify, for example, if the municipalities that have lower switching between elected politicians are those with higher or lower development indicators, in order that candidates can remain in power elected by favoring the interests of the population, leading to greater social welfare, or privileging certain groups, in exchange for support, favoring the activity of rent-seeking. We have a panel data with all the 184 counties for the years of 2006 and 2010. Because of the simultaneous relationship between development and politics competition, the variables that reflected this were considered endogenous. Therefore, we used the instrumental variables method with fixed effects. There were two estimates, one of them, excludes Fortaleza from the sample, because of it's stand out from the others in terms of economic performance. There were no significant differences between the two estimates. The results show that the municipalities that have lower levels of competition are the ones that have better.

Keywords: Politics competition, development, re-election.

1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é analisar a relação entre desenvolvimento e a competição política dos municípios do Ceará. Pretende-se identificar se os municípios que possuem menor alternância são os que apresentam menores indicadores de desenvolvimento.

Estudar as instituições e seu impacto no desenvolvimento econômico é algo recente. As instituições são as regras que definem de que forma se darão as interações, econômicas ou não, entre os indivíduos da sociedade (NORTH, 1990). Outros autores como, Furbuton e Ritcher (1998) e Acemoglu (2012) também buscam analisar o papel das instituições no desenvolvimento econômico. Nessa literatura, o Estado tem grande importância, pois fornece a Constituição, leis e regulamentos públicos, ou seja, o ambiente institucional (FIANNI, 2011). Portanto, para entender melhor a relação entre: instituições, Estado e desenvolvimento, é necessário conhecer o fator que os une, ou seja, a política.

Segundo Besley et. al. (2010) em economia é consenso afirmar que o monopólio é algo danoso e que a concorrência entre as empresas via mercado traz um maior nível de bem-estar aos consumidores. Mas, análise semelhante na área política, ou seja, se a concor-

rência entre os partidos políticos tem conseqüências igualmente virtuosas, é muito menos discutida, embora exista um grande número de monopólios de um partido no poder nas democracias existentes.

Marques (2011) encontra uma relação entre competição política e qualidade das políticas públicas implantadas. Estudando os estados brasileiros de 1982 até 2006 encontrou evidências de que tal competição, medidas pelo índice Herfindahl de concentração política (construído a partir do número de famílias que se mantinha no poder após várias eleições) e o número de candidatos que concorrem em cada eleição nos estados, melhoram as taxas de pobreza, percentual de domicílios com água encanada, média de anos de estudo e as taxas de analfabetismo dos estados.

Visando explorar mais essa relação, este artigo guia-se pelo seguinte questionamento: Qual o impacto que a competição política tem sobre o desenvolvimento dos municípios cearenses? Os municípios com maior competição política, ou seja, menor número de reeleições, apresentam melhores indicadores sociais?

De acordo com o Instituto de Pesquisa Econômica do Ceará (2012), o Estado do Ceará possuía em no ano de 2002 a participação relativa no PIB nacional de 1,96%, passando para 2,07% em 2010, mantendo a 12ª posição no ranking de todos os estados. Quando se leva em conta apenas a região nordeste, a economia cearense é a terceira mais importante, com participação de 15,3% no PIB da região no ano de 2010. Além disso, no mesmo ano, o Ceará contava com a 8ª maior população do Brasil. Logo, a escolha dos municípios cearenses para esse estudo deve-se a importância, principalmente regional, do Estado, o tamanho da sua população e a disponibilidade de dados.

Para medir competição política foram utilizados dados sobre a reeleição nos cargos do poder executivo e legislativo municipais e também o alinhamento do governo local com o as outras esferas (estadual e federal). Existem vários estudos que tratam da reeleição de prefeitos, governadores e presidentes, mas a reeleição de vereadores ainda é um tema pouco explorado pelos pesquisadores. Então, esse estudo também será uma forma de preencher essa lacuna.

Assim, montou-se um painel com os anos de 2006 e 2010 para todos os 184 municípios cearenses. Devido à relação simultânea entre desenvolvimento e competição política, as variáveis que refletiam esta foram consideradas endógenas, hipótese confirmada pelo teste de endogeneidade desenvolvido por Davidson e MacKinnon (1993). Logo, utilizou-se o método de variáveis instrumentais com efeitos fixos. Foram feitas duas estimações, em

uma delas, excluiu-se o município de Fortaleza por este se destacar dos demais em termos de desempenho econômico.

Este artigo apresenta mais cinco seções além desta introdução. A primeira seção traz uma abordagem sobre a competição política e seus impactos na economia e quais fatores podem influenciar na reeleição de um candidato, a segunda traz uma breve discussão sobre as eleições municipais no Brasil. A seção seguinte traz uma sucinta explanação sobre o Índice Firjan de desenvolvimento econômico, o índice escolhido, dentre os demais existentes, para refletir desenvolvimento econômico. A quarta seção mostra a metodologia utilizada neste trabalho, onde são apresentadas as fontes utilizadas para a base de dados e, o modelo econométrico utilizado. A análise dos resultados do modelo é apresentada na quinta seção. E por fim, são feitas as considerações finais.

2 COMPETIÇÃO POLÍTICA

Os pesquisadores vêm estudando cada vez mais a relação entre competição política e crescimento econômico, criando uma aproximação crescente entre a ciência política e economia. Besley et. al (2010), mostraram que a falta de competição política nos estados americanos está associado com políticas anti-crescimento: altos impostos, baixo investimento em capital e reduzida probabilidade de uso dos direitos trabalhistas. Eles encontraram uma forte ligação entre baixa competição política e baixo crescimento da renda. Além disso, chamam atenção para o fato de que quando a competição política se torna muito intensa, acima de um nível estabelecido por seu modelo teórico, as forças pró-crescimento perdem força.

Haber (2004) procura responder o seguinte questionamento: Como as instituições políticas, ou seja, as regras de funcionamento do sistema político, afetam o processo de crescimento econômico? Para ele, a competição política tinha dois papéis: criar vetos ex ante sobre a formulação de políticas, favorecendo a criação de políticas que melhorem o bem-estar social e melhorar a estrutura e eficiência do sistema bancário.

Uppal (2008) examinou como a competição política afetava os gastos do governo nos estados indianos no período de 1980 até 2000. Em sua pesquisa constatou-se que os estados com maior competição gastavam mais, em termos per capita, e, além disso, distorciam as políticas do governo com gastos de menor período de maturação em detrimento das políticas de longo prazo. Assim, uma maior competição fazia com que o candidato eleito esperasse ficar por pouco tempo no poder, isso o induzia a buscar políticas de curto prazo.

Analisando o caso do Brasil, Meneguín e Bugarín(2001) desenvolveram um modelo teórico para determinar o nível ótimo dos gastos governamentais baseados em dois fatores: disciplina do mercado e reeleição. Os resultados mostraram que os governantes que esperam ser reeleitos têm comportamento fiscal mais responsável e representam uma externalidade positiva sobre as contas públicas, contrariando resultados previstos pela teoria de ciclos políticos.

Aquino (2011) estudou o impacto da competição política, medida por reeleição de vereadores sobre a taxa de mortalidade infantil, taxa de distorção do ensino fundamental e taxa de cobertura de abastecimento de água, dos municípios cearenses entre os anos de 2004 e 2008. Para isso, utilizou uma metodologia de primeira diferença. Como resultado, obteve que quanto maior o número de reeleitos, melhores eram as taxas de mortalidade infantil, porém esse grande número de reeleitos prejudicava as taxas de distorção do ensino fundamental e cobertura do abastecimento de água.

Um dos problemas que está presente nas eleições é a existência de informação assimétrica. Os candidatos conhecem suas próprias características melhor que os eleitores, assim podem iludir os eleitores (MENDES, ROCHA, 2004). Há também o problema de seleção adversa, ou seja, existe também um risco de eleger um candidato que uma vez no poder não cumpre com suas obrigações ou passa a utilizá-lo para obter enriquecimento pessoal (LE BORGNE, LOCKWOOD, 2002).

Mesmo assim, Ferejohn (1986) ressalta que as eleições seriam um mecanismo eficiente para a escolha de políticos e seriam capazes de diminuir a assimetria de informação. A reeleição funcionaria como uma forma de punição ou premiação através dos feitos do candidato no primeiro mandato, ou seja, através das políticas públicas adotadas.

Barreto (2009) verificou o impacto que a possibilidade de reeleição dos prefeitos tem causado no sistema político brasileiro. Segundo o autor, a adoção da reeleição nas eleições municipais modificou efetivamente a dinâmica das disputas. Os contrários à existência da reeleição afirmam que a alternância no poder e a limitação temporal são uma garantia contra os poderes extraordinários do candidato. A perspectiva da reeleição aumenta os riscos de perpetuação no cargo e despersonalização do poder. Por outro lado, os que são a favor da reeleição argumentam que um único mandato restringe extremamente a capacidade de realização do governo e desconsidera a experiência acumulada pelo governante. A capacidade do eleitor de julgar o mandato do político é extinta quando não há possibilidade de reeleição.

Além da questão da alternância política, é importante discutir também o alinhamento político entre as diferentes esferas de governo (nacional e local). Bracco e Porcelli (2012), estudando os municípios italianos entre 1998 e 2007, observaram dois efeitos nas localidades onde os eleitores atribuíam maior crédito da provisão de bens públicos para o governo local. Primeiramente, os municípios alinhados recebiam mais subsídios, cobravam menos impostos e ofertavam mais bem públicos. Além disso, a probabilidade de reeleição do incumbente era maior nos municípios alinhados.

Serrato (2008) propôs um modelo de competição eleitoral, adaptado de Alesina (1998). A principal extensão é a reconsideração do papel da negociação no contexto dos partidos políticos. Os pressupostos da literatura de jogos com barganha foram usados para estabelecer hipóteses testáveis sobre o efeito de representação partidária em parâmetros relevantes do modelo, incluindo vantagem de incumbência. Como resultado, encontrou-se um aumento na vantagem de incumbência do partido a nível distrital, enquanto não houve qualquer variação do efeito de afiliação ao partido. O autor destaca que os resultados obtidos indicam que uma análise mais aprofundada do processo de negociação e o papel dos partidos políticos na disputa eleitoral pode fornecer uma compreensão mais abrangente do efeito das eleições sobre os resultados das políticas.

Os efeitos da competição política na formulação de políticas ainda não são bem compreendidos empiricamente, visto que é uma relação simultânea. É possível ter baixa competição e más políticas, mas nada impede que se tenha um incumbente competente, desestimulando a entrada de desafiantes e aliando boas políticas com baixa concorrência. (FIRPO ET. AL., 2008).

Vale ressaltar que este trabalho busca explorar a relação entre competição política e desenvolvimento econômico. Tal fenômeno tem uma definição mais abrangente que simples crescimento da renda, essa associação não é comum na literatura.

3 AS ELEIÇÕES MUNICIPAIS NO BRASIL

As eleições municipais (para prefeitos e vereadores) ocorrem em uma mesma data. Os candidatos concorrem a um mandato de quatro anos. Após uma emenda constitucional em 1997 permitiu-se reeleição por mais um período de governo para os cargos do executivo (presidente da república, governador e prefeito).

Atualmente, a base da democracia de cada município é representada pelas câmaras municipais, pois estas refletem os interesses da população e as várias correntes de opinião.

Os vereadores, por atuarem em tais órgãos, são os porta-vozes dos interesses do município. São eles que fiscalizam o uso do dinheiro público e as ações do prefeito e de seus auxiliares diretos.

Nas eleições para Câmara dos Vereadores, o sistema eleitoral utilizado segue o modelo proporcional em que não são levados em conta somente os votos individuais para o candidato como também os votos que cada partido ou coligação recebeu. Portanto, para ser eleito, seu partido necessita atingir um quociente eleitoral que lhe garanta uma vaga na câmara. Dessa forma, podem ocorrer casos em que o candidato de um partido, mesmo não conseguindo obter uma grande quantidade de votos, consegue ser eleito, enquanto outro, de partido diferente, com mais votos, pode não se eleger.

No Brasil, não existe um limite para a quantidade de vezes que os vereadores podem ser reeleitos. Uma das formas que eles podem utilizar para continuarem no poder é representando bem os interesses da população no intuito de melhorar as condições de vida no município em que estão atuando, para que os eleitores percebam as mudanças positivas e continuem votando neles.

Devido à barreira constitucional imposta à reeleição dos cargos do executivo este trabalho irá utilizar como medida de competição política a reeleição do partido na prefeitura e dos vereadores na câmara.

A tabela 1 traz um resumo sobre o percentual de vereadores e partidos reeleitos, além do percentual de municípios onde o chefe do executivo local e estadual estavam alinhados, ou seja, pertenciam ao mesmo partido, para o período estudado.

Tabela1 – Percentual de reeleições nos municípios cearenses de 2004 até 2008

Eleição	Vereadores	Partidos nas Prefeituras	Prefeitos e Governadores do mesmo Partido
2004	54,9%	10%	40%
2006	-	-	1%
2008	46,3%	40%	12%

Fonte: TER-CE. Elaboração Própria.

Em 2004, segundo dados do Tribunal Regional Eleitoral do Ceará (TRE-CE), 54,9% dos candidatos a vereadores dos municípios cearenses que disputaram as eleições e que estavam tentando a reeleição obtiveram sucesso. Em 2008, esse número caiu para 46,3%.

Quanto aos partidos políticos, dados do TRE-CE apontam que nas eleições de 2004

apenas em 10% dos municípios cearenses o mesmo partido continuou no poder. Neste ano, 40% dos municípios possuem prefeitos do mesmo partido que o governador. No ano de 2006, onde foram feitas novas eleições para governador, esse percentual cai para apenas 1%, embora a percentagem de municípios cujos prefeitos pertenciam a coligação do governador eleito foi bem maior.

Na eleição posterior, 40% das prefeituras continuaram com o mesmo partido no poder e 12% dessas pertenciam ao mesmo partido que o governador, destaca-se novamente que se levado em conta os partidos pertencentes a coligação do governador, este percentual seria maior. Como o chefe do executivo estadual se manteve no cargo em 2010, os números não mudaram.

4 INDICADOR PARA DESENVOLVIMENTO ECONOMICO

Desde que a ONU passou a divulgar anualmente o IDH a idéia de crescimento econômico como sinônimo de desenvolvimento perdeu força, hoje este conceito não se restringe a renda per capita. Com base nisso, vários indicadores foram criados buscando refletir as dimensões do IDH.

Como já dito antes, a maioria dos trabalhos não explora essa relação entre competição política e desenvolvimento, isso ocorre por que esse conceito multidimensional é difícil de ser medido, portanto, as pesquisas nessa área, comumente, procuram o impacto dessa competição sobre variáveis fiscais do governo, renda ou alguma variável que reflita condições socioeconômicas como feito por Marques (2011) e Aquino (2011).

Porém, quando se utiliza um único indicador para refletir a esfera social e econômica, como nesta pesquisa, a interpretação e a generalização do resultado é mais simples.

No Brasil, a nível municipal, existem alguns índices que buscam refletir a filosofia do IDH. Esta pesquisa utiliza o Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM) que acompanha o desenvolvimento de todos os 5.564 municípios brasileiros em três áreas: Emprego e Renda, Educação e Saúde. O índice varia de 0 a 1, e quanto mais próximo de 1, maior o desenvolvimento da localidade. Sua periodicidade é anual e acompanha todos os municípios brasileiros. As variáveis que compõem as três áreas são:

Emprego e Renda:

- Geração de emprego formal
- Estoque de emprego formal
- Salários médios do emprego formal

Educação:

- Taxa de matrícula na educação infantil
- Taxa de abandono
- Taxa de distorção idade-série
- Percentual de docentes com ensino superior
- Média de horas aulas dadas
- Resultado do IDEB

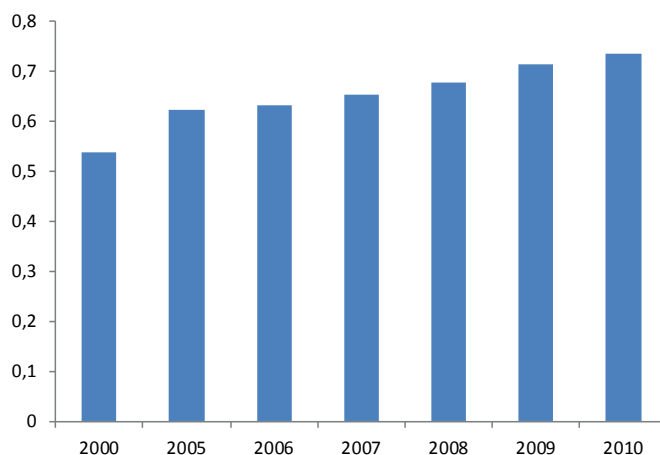
Saúde:

- Número de consultas pré-natal
- Óbitos por causas mal definidas
- Óbitos infantis por causas evitáveis

A escolha por este índice é justificada pelas dimensões por ele utilizadas (emprego e renda, educação e saúde) e o período em que foi feita sua medição. O gráfico 1 traz a evolução do IFDM para o período estudado. Para o ano de 2006, o Ceará estava em 17º no ranking do IFDM divulgado pela FIRJAN, com um nível considerado moderado (entre 0,6 e 0,8). O destaque era a componente relativa à área de emprego e renda que apresentava um valor considerado apenas regular. Já em 2010, o estado mostrou indicadores melhores, embora ainda classificados em um nível moderado. Sua colocação no ranking nacional subiu para 10ª colocação. Levando-se em conta apenas a região Nordeste, o Ceará é líder do ranking.

Além disso, o melhor desempenho foi sempre na área da saúde, enquanto que o pior estava vinculada ao emprego e renda. Para o último período analisado, a melhora nas áreas de saúde e educação foi expressiva, 99,5% dos municípios melhoraram em educação e 80,5% em saúde, a vertente emprego e renda foi maior apenas em 47% dos municípios.

Gráfico 1 – Evolução do IFDM de 2000 até 2010 no Ceará.



Fonte: Firjan (2012). Elaboração Própria.

5 METODOLOGIA

5.1 Modelo Econometrico

Com a finalidade de se obter o impacto das variáveis sobre a variação relativa do índice de desenvolvimento, aplicou-se o operador logarítmico no mesmo.

Usou-se um conjunto de variáveis para medir o nível de competição política dos municípios. São três variáveis que refletem reeleição ($pvreel$, $pvreel^2$ e $parrel$) e mais duas dummies que dizem se o partido do prefeito é o mesmo do governador ($pmpg$) e se o partido do prefeito é o mesmo do presidente ($pmpp$).

Por conta da imposição feita pela constituição à reeleição dos cargos do executivo, optou-se pelo uso da reeleição do partido político, e não do prefeito. As variáveis $pmpg$ e $pmpp$ buscam refletir as alianças existentes entre o governo local e as outras esferas. Como já dito antes, Besley et. al (2010) chamam atenção para o fato de que quando a competição política se torna muito intensa, acima de um nível estabelecido por seu modelo teórico, as forças pró crescimento perdem força. Portanto, no modelo apresentado nesse estudo incluiu-se como variável explicativa o percentual de vereadores reeleitos ao quadrado para procurar a evidencia de um nível ótimo para essa variável.

Logo, são duas as variáveis que indicam o nível de competição política. A primeira diz respeito à reeleição no legislativo municipal e a outra se refere à reeleição no executivo. Ambas refletem a dimensão em que grupos se mantêm no poder nos municípios e a partir dos sinais estimados para seus parâmetros pode-se ter uma medida de seu impacto sobre o bem estar social da população.

Visando medir a oferta de bens e serviços públicos, que possuem impacto no desenvolvimento econômico, foram utilizados, separadamente, os gastos das prefeituras nas áreas de saúde, educação e infra- estrutura, todos deflacionados pelo IGPDPI para o ano de 2010. Todas essas variáveis fiscais foram defasadas em um ano, visto que seu impacto não ocorre de forma imediata.

Outras variáveis consideradas importantes como PIB per capita e densidade demográfica também foram incluídas. Esta última foi feita com a população residente estimada dividida pelo tamanho do território do município.

Portanto, montou-se um painel e o modelo proposto é o seguinte:

$$\ln(IFDM_{it}) = \beta_0 + \beta_1 pvreel_{i,t} + \beta_2 pvreel^2_{i,t} + \beta_3 pareel_{i,t} + \beta_4 pmpg_{i,t} + \beta_5 pmpp_{i,t} + \beta_6 pibpc_{i,t} + \beta_7 dens_{i,t} + \beta_8 gastos_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

Onde:

$IFDM_{i,t}$ = Índice Firjan de desenvolvimento econômico
 $pvreel_{i,t}$ = Percentual de vereadores reeleitos
 $pareel_{i,t}$ = Dummy partido reeleito
 $pmpg_{i,t}$ = Dummy prefeito do mesmo partido que o governador
 $pmpp_{i,t}$ = Dummy prefeito do mesmo partido que o presidente
 $pibpc_{i,t}$ = PIB per capita
 $dens_{i,t}$ = Densidade demográfica
 $gastos_{i,t-1}$ = Gastos da prefeitura
 $\varepsilon_{i,t}$ = Erro aleatório
 $i = 1, \dots, I$ e $t = 1, \dots, T$.

5.2 Metodo De Estimação

Devido à forte correlação entre as variáveis fiscais de gastos das prefeituras utilizou-se o método de componentes principais¹. Portanto, as três variáveis passam a ser representadas apenas por um componente cujo resultado está descrito em anexo.

A possível simultaneidade entre competição política e desenvolvimento foi comprovada pelo teste de endogeneidade desenvolvido por Davidson e MacKinnon (1993). O resultado desse teste será mostrado na próxima seção. Portanto, foi feita uma estimação com variáveis instrumentais. As variáveis: $pvreel$, $pvreel^2$ e $parrel$ são endógenas e necessitam de instrumentos. As outras variáveis políticas, $pmpg$ e $pmpp$, são consideradas exógenas, pois refletem resultados de eleições que ocorrem em período diferente das municipais.

Primeiramente, fez-se um modelo *logit* com efeitos fixos para estimação da variável endógena binária *parrel*. A equação abaixo descreve o modelo.

$$parrel_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 parrel_{i,t-4} + \alpha_2 npref + \alpha_3 pmpg_{i,t-4} + \alpha_4 pmpp_{i,t-4} + \alpha_5 pmca_{i,t-4} + X_{it} + v_{it}$$

Onde:

$pmca_{i,t-4}$ = Dummy prefeito tem maioria na camara
 $npref_{i,t}$ = Número de candidatos ao cargo de prefeito
 X_{it} = variáveis exógenas da equação anterior
 v_{it} = Erro Aleatório

Portanto, utilizaram-se como instrumento: a própria variável defasada em quatro períodos, as variáveis que refletem aliança com outras esferas do governo, também defasadas, e uma dummy dizendo se o prefeito anterior possuía maioria na câmara dos vereadores. Essa variável foi incluída por que se espera que com muitos aliados, do mesmo partido ou coligação, na câmara, os incumbentes possam ter maior sucesso ou, caso não possam tentar reeleição, consigam fazer um sucessor.

1. Para mais informações sobre o método de componentes principais ver Mundlack (1981).

As outras variáveis endógenas (*pvreel* e *pvreel*²) foram estimadas pelo método de efeitos fixos. Como instrumentos, foram utilizados as mesmas defasadas em quatro anos, ou seja, referentes ao governo anterior e o número de vereadores que concorriam na eleição.

A base de dados utilizada nesse trabalho foi retirada do sistema FIRJAN (Federação das Indústrias do Rio de Janeiro), das Finanças do Brasil (FINBRA), do Tribunal Regional Eleitoral do Ceará (TRE-CE) e do Instituto de pesquisa econômica do Ceará (IPECE).

A análise dos dados abrange os anos de 2006 e 2010. O espaço abordado são os cento e oitenta e quatro municípios cearenses, mas também foi introduzida a análise retirando-se o município de Fortaleza, por distorcer-se economicamente dos demais.

6 ANÁLISE DE RESULTADOS

Os resultados obtidos pelo método exposto na seção anterior estão dispostos na tabela abaixo. A estimação (2) não possui o município de Fortaleza.

Tabela 1 – Resultados da estimação.

	(1)	(2)
<i>Pvreeel</i>	1.084883 (0.020)*	1.091992 (0.020)*
<i>Parrel</i>	0.0899544 (0.00)***	0.0930779 (0.00)***
<i>pvreeel</i> ²	-0.9534432 (0.016)*	-0.9651394 (0.016)*
<i>Pmpg</i>	0.1003763 (0.001)**	0.1011462 (0.001)**
<i>Pmpp</i>	0.0430677 (0.366)	0.0483993 (0.315)
<i>Dens</i>	-0.0003001 (0.042)*	-0.0003051 (0.046)*
<i>Pibpc</i>	0.00000971 (0.016)*	9.78E-06 (0.017)*
<i>Gastos</i>	0.3435818 (0.00)***	0.0775323 (0.00)***
<i>Cons</i>	-0.8568016 (0.00)***	-0.8891205 (0.00)***
<i>R²overall</i>	0.1222	0.2737
Davidson-MacKinnon	(0.0016)**	(0.0014)**

Elaboração Própria.

Nota: valor p ente parênteses. * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001.

Como a variável dependente do modelo está em termos de logaritmo, tem-se um modelo conhecido por log-lin², onde os coeficientes estimados são semi-elasticidades. Portanto, para o caso das variáveis contínuas, multiplicou-se o parâmetro estimado pela média da variável de forma a se obter a elasticidade.

No caso do percentual de vereadores reeleitos observa-se que existe um nível ótimo de reeleição de vereadores. No caso, tem-se que a taxa ótima de reeleição de vereadores é

2. Neste modelo, o coeficiente de inclinação mede a variação relativa no regressando para uma dada variação absoluta no regressor. Tem-se que $\beta = \frac{d(\ln Y)}{dX} = \left(\frac{1}{Y}\right) \left(\frac{dY}{dX}\right) = \left(\frac{dY}{Y}\right) / dX$.

de, aproximadamente, 57%. Os resultados não mudam de forma significativa nas duas regressões. Tal resultado sugere que os municípios que mantêm mais da metade da composição da câmara dos vereadores são os que conseguem obter maior nível de desenvolvimento econômico.

Analisando a reeleição do partido, os parâmetros são estatisticamente significantes e o impacto dessa variável é diferente quando se exclui o município de Fortaleza da amostra. Assim, quando esse município está na amostra, os municípios cujo partido é reeleito para a chefia do executivo tem IFDM 9,4% maior. Quando Fortaleza não é levada em conta, este impacto é ligeiramente maior, 9,7%.

Quanto ao prefeito eleito ser do mesmo partido do presidente da república, tem-se que para ambos os casos esse variável não é estatisticamente significativa. O parâmetro estimado para o caso do prefeito ser do mesmo partido que o governador mostra-se significativa para ambos os casos e com impacto similar, ou seja, quando o prefeito é do mesmo partido do governador o índice de desenvolvimento é cerca de 10,6% maior.

Portanto, os resultados apontam para um melhor nível de desenvolvimento econômico quando os municípios apresentam uma maior estabilidade política, ou seja, quando as esferas de governos municipal e estadual estão alinhadas e tem-se menor alternância nas prefeituras e câmara de vereadores.

O PIB *per capita* apresenta sinal esperado. Logo, quanto maior aquele, maior o nível de desenvolvimento econômico. Nas estimações feitas, o aumento de 1% no PIB per capita provoca um crescimento, em média, de 0,05% no desenvolvimento econômico. Quanto à densidade demográfica, embora os parâmetros apresentem sinal negativo, sua magnitude é pequena. O aumento de 1% desta impacta em uma queda de 0,03%, em média, no índice de desenvolvimento. Quando Fortaleza é retirada da amostra, este impacto negativo é praticamente o mesmo, 0,02%.

Caso semelhante ocorre com os gastos das prefeituras nas áreas selecionadas. O efeito deste é praticamente irrisório, podendo indicar que os gastos feitos não são eficientes, pois não aumentam o nível de desenvolvimento das cidades.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou verificar qual o impacto da competição política municipal no desenvolvimento econômico, refletido pelo índice Firjan, dos mesmos. A competição foi medida por: alinhamento político da esfera municipal com as outras esferas de governo, reeleição de vereadores e manutenção de um partido no poder executivo.

Montou-se um painel para todos os municípios cearenses para os anos de 2006 e 2010. Com a finalidade de se obter o impacto das variáveis sobre a variação relativa do índice de desenvolvimento, aplicou-se o operador logarítmico no mesmo. O método de estimação utilizado foi o de variáveis instrumentais com efeitos fixos. A endogeneidade do modelo, por conta da relação simultânea entre competição política e desenvolvimento econômico, foi constatada pelo teste desenvolvido por Davidson-MacKinnon (1993). Foram feitas duas estimações, uma delas sem o município de Fortaleza. Constatou-se que, municípios com menor competição apresentam maior nível de desenvolvimento.

De acordo com os resultados obtidos nas estimações, existe um nível ótimo para reeleição na câmara de vereadores, cerca de 57%, um percentual que pode ser considerado elevado. Além disso, a manutenção de um partido no poder mostrou-se benéfica na medida em que proporciona indicadores de desenvolvimento melhores, tais indicadores aumentam mais de 9%, tudo mais constante. Portanto, não se pode constatar assim como Besley et. al. (2010), Haber (2004) e Uppal (2008) que competição política implica em benefícios à população.

Quanto às variáveis que determinam alinhamento político, tem-se que apenas o se o prefeito for do mesmo partido que o governador é que se tem um impacto estatisticamente significativo no IFDM. No caso, o impacto foi 10,6%. Logo, existe uma vantagem em se ter tal alinhamento como já encontrado por Bracco e Porcelli (2012).

Quanto às outras variáveis, PIB per capita, densidade demográfica e gastos das prefeituras nas áreas de saúde, educação e infraestrutura, não se tem um efeito expressivo. Para todas as variáveis, os resultados de ambas as estimações foram semelhantes. É importante destacar que o impacto inexpressivo dos gastos das prefeituras, nas áreas selecionadas, sobre o indicador estudado reflete a ineficiência destes em aumentar o nível de desenvolvimento econômico municipal.

Vale ressaltar que a análise feita, relacionando competição política e desenvolvimento, não é comum na literatura e é válida para o período e amostra utilizados, portanto, não se pode generalizar este resultado sem que antes se faça um estudo adequado. Por falta de dados, neste trabalho não se pode fazer uma análise para um período maior.

REFERÊNCIAS

AQUINO, C. Competição política entre vereadores e condições de vida nos municípios cearenses. Fortaleza: UFC, 2011.

ACEMOGLU, D; ROBINSON, J. **Por que as nações fracassam: as origens do poder, da prosperidade e da pobreza**. Edição (1ª Ed). Rio de Janeiro: Editora Campus, 2012.

BARON, D.P. Electoral competition with informed and uninformed voters. *American Political Science Review*, v. 88, n.1 p. 33-47, 1994.

BARRETO, A.A.B. Reeleição para o Executivo Municipal no Brasil (2000-2008), *Revista Debates*, Porto Alegre, v.3, n.2, p. 97-115, jul.-dez. 2009.

BESLEY, T.; STURM, D. M; PERSSON, T. Political Competition , Policy and Growth : Theory and Evidence from the United States. <Disponível em: <http://econ.lse.ac.uk/~tbesley/papers/bps.pdf>>

BRASIL. Lei n. 11.445 de 05 de janeiro de 2007. **Diário Oficial da União**. Brasília, 05 jan. 2007.

CHAMON, M.; FIRPO, S; MELLO, J.P. Electoral rules, political competition and fiscal spending: regression discontinuity evidence from Brazilian municipalities. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/rio/texdis/559.html>>

DAVIDSON, R; MACKINNON, G. **Estimation and Inference in Econometrics**. Oxford University Press, 1993.

FEREJOHN, J. Incumbent performance and electoral control. *PublicChoice*, v.50, p. 5-25, 1986.

FIANNI, R. **Cooperação e Conflito**. Elsevier, 2011.

FURUBTNI, E.G; *Institutions and Economic Theory: The Contribution of the New Institutional Economics*, University of Michigan Press, 2000.

IPECE. A Evolução do Pib dos Municípios Cearenses, 2012. Disponível em: <http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/ipece-informe/Ipece_Informe_49_20_dezembro_2012.pdf>

LE BORGNE, E; LOCKWOOD, B. Candidate Entry, Screening, and the Political Budget Cycle. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/02-48.html>>

MARQUES, P. M. Estudo sobre competição política e performance econômica: evidências dos estados brasileiros. xii, 78 f., il. Dissertação (Mestrado em Economia)—Universidade de Brasília, Brasília, 2011.

MENDES, M; ROCHA, C.A. O que reelege um prefeito?Disponível em: <<http://www12.senado.gov.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-de-estudos/textos-para-discussao/td-7-o-que-reelege-um-prefeito>>

MENEGUIN, F. B., BUGARIN, M. S. Reeleição e Política Fiscal: um estudo dos efeitos da reeleição nos gastos públicos. *Economia Aplicada*, n.3, 2001.

MUNDLAK, Y. On the concept of non-significant functions and its implications for regression analysis. , v. 16, p. 139–149, 1981.

NORTH, D. **Institutions, Institutional Change and Economic Performance**. Cambridge University Press, 1990.

PEREIRA, C; RENNÓ, L. O que É que o Reeleito Tem? Dinâmicas Político-Institucionais Locais e Nacionais nas Eleições de 1998 para a Câmara dos Deputados. Revista Dados, Rio de Janeiro, v.44, n.2, 2001. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0011-52582001000200004&script=sci_arttext>

HABER, S. Political Competition and Economic Growth: Lessons from the Political Economy of Banking in Mexico and the United, 2004.

SAMUELS, D. Ambition and Competition: Explaining Legislative Turnover in Brazil. Legislative Studies Quarterly, v. XXV, n. 3, ago 2000. Disponível em: <<http://www.polisci.umn.edu/~dsamuels/Samuels%20LSQ%202000.pdf>>

SERRATO, J. C. The Role of Political Parties in Electoral Competition., p. 1–17, 2008.

TSE. Cronologia das Eleições, 2011. Disponível no site do Tribunal Superior Eleitoral: <<http://www.tse.jus.br/eleicoes/cronologia-das-eleicoes>>

UPPAL, Y. Does political turnover adversely affect the state expenditure policy ? Evidence from Indian state legislative elections, 2008.

ANEXO A

Tabela 2 – Resultado do método de componentes principais para as variáveis fiscais.

Componente	Auto-Valores		Diferença		Proporção		Cumulativo	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Comp1	2.96814	2.64601	2.94641	2.42437	0.9894	0.882	0.9894	0.882
Comp2	0.0217287	0.22164	0.0116	0.0892861	0.0072	0.0739	0.9966	0.9559
Comp3	0.010129	0.132354	.	.	0.0034	0.0441	1	1

Elaboração Própria.

Nota: (1) Inclui Fortaleza (2) Exclui Fortaleza.

Tabelas 3 – Estatísticas descritivas (Incluso Fortaleza)

	Média	Erro Padrão	95% Intervalo Conf
pvreel	0.501	0.009	0.484
parrel	0.293	0.024	0.245
pmpg	0.069	0.014	0.042
pmpp	0.072	0.014	0.045
dens	89.112	25.644	38.674
pibpc	4886.336	183.196	4526.021
pvreel ²	0.277	0.009	0.259
gastos	0.000	0.092	-0.182
lnifdm	-0.540	0.006	-0.553

Elaboração Própria.

Tabelas 4 – Estatísticas descritivas (Exceto Fortaleza)

	Média	Erro Padrão	95% Intervalo Conf
pvreel	0.501	0.009	0.484
parrel	0.292	0.024	0.244
pmpg	0.069	0.014	0.042
pmpp	0.066	0.013	0.040
dens	56.544	7.547	41.699
pibpc	4837.217	180.778	4481.651
pvreel ²	0.278	0.009	0.260
gastos	0.000	0.087	-0.172
lnifdm	-0.542	0.006	-0.554

Elaboração Própria.

COMPETIÇÃO POLÍTICA, GRUPOS DE INTERESSE E A OFERTA DE SERVIÇOS PÚBLICOS: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS CEARENSES NOS ANOS DE 2005 E 2009

Francisco Antonio Sousa de Araújo*

Paulo de Melo Jorge Neto **

RESUMO

Embora nas democracias modernas os representantes políticos sejam escolhidos para atender aos interesses da população, muitas vezes a plataforma política adotada por estes é influenciada e enviesada em benefício dos grupos que deram suporte, financeiro ou não, nas suas campanhas eleitorais. Além disso, deve-se considerar como a competição por esses cargos eletivos influencia as políticas voltadas para as melhorias sociais. Este trabalho busca analisar a relação entre competição política, grupos de interesse e a oferta de serviços públicos. Pretende-se identificar de que forma a alternância e alinhamento político nos municípios podem afetar a provisão de bens e serviços públicos, e, além disso, averiguar se a ação de alguns grupos pode influenciá-la. De forma complementar, também se procura verificar a ação desses dois componentes, grupos de interesse e competição política, sobre os resultados dessa provisão. Os grupos de interesse foram denotados pelos doadores, Pessoas Físicas e Pessoas Jurídicas, de campanha dos prefeitos e vereadores eleitos e a oferta de serviços públicos foi medida pelo Índice de Desenvolvimento Social de Oferta (IDS-O). Montou-se um painel com os anos de 2005 e 2009 para todos os 184 municípios cearenses. Estimou-se um painel com efeitos aleatórios. Foram feitas duas estimações, em uma delas excluiu-se o município de Fortaleza por este se destacar dos demais em termos de desempenho econômico. Não foram encontradas diferenças significativas nas duas estimações. Os resultados mostram que, os municípios que possuem menor nível de competição são os que apresentam maior IDS-O. Quanto à ação dos grupos de interesse, os grupos formados por Pessoas Jurídicas, desde que sejam não coesos, são preferíveis na medida em que impactam positivamente na oferta de serviços públicos. Já o grupo formado por pessoas físicas afeta negativamente tanto a provisão quanto eficácia desses bens e serviços.

Palavras-Chave: Competição Política, Grupos de Interesse, Oferta de Serviços Públicos.

* Graduação em Economia pela Universidade Federal do Ceará em 2010; Mestrado em Economia pela Universidade Federal do Ceará em 2013; Doutorado em Economia.
Contato: (85) 98622-2710 | tony.araujo.ce@gmail.com

**Graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Ceará em 1990; Mestrado em Economia pela Universidade Federal do Ceará em 1992; Doutorado em Economia pela University of Illinois - System em 1996. Professor adjunto da Universidade Federal do Ceará.
Contato: (85) 98802-9974 | pjneto@caen.ufc.com

ABSTRACT

Although in modern democracies political representatives are chosen to serve the interests of the population, often the political platform adopted by them is influenced and biased in favor of groups that have provided support, financial or otherwise, in their election campaigns. Furthermore, one must consider that the competition for these elected positions influences the policies for social improvements. This paper seeks to examine the relationship between political competition, interest groups and the provision of public services. It is intended to identify how the alternation and political alignment in the municipalities can affect the provision of public goods and services, and in addition, determine whether the action of some groups can influence it. Moreover, they also try to verify the effect of these two components, interest groups and political competition, the results of such provision. Interest groups were denoted by donors, Physical and Legal Entities People campaign mayors and elected councilors and the provision of public services was measured by the Index of Social Development Offering (IDS's). Assembled a panel with the years 2005 and 2009 for all 184 municipalities of Ceará. Estimated a panel with random effects. Two estimations, one of them was excluded from the city of Fortaleza by this stand out from others in terms of economic performance were made. No significant differences were found in the two estimates. The results show that municipalities that have lower levels of competition are those with higher IDS-O. Regarding the action of interest groups, the groups formed by Corporations, provided they are not cohesive, are preferable in that positively impact the provision of public services. The group formed by individuals adversely affects both the efficacy as provision of those goods and services.

Keywords: Political Competition, Interest Groups, Public Services.

1 INTRODUÇÃO

Embora nas democracias modernas os representantes políticos sejam escolhidos para atender aos interesses da população, muitas vezes a plataforma política adotada por estes é influenciada e enviesada em benefício dos grupos que deram suporte nas suas campanhas eleitorais. Além disso, deve-se considerar como a competição por esses cargos eletivos, seja a nível de candidato ou de partido político, influencia as políticas voltadas para as melhorias sociais.

Este trabalho busca analisar a relação entre competição política, grupos de interesse e a oferta de serviços públicos, tendo em vista que tal associação, de forma conjunta, é pouco estudada e não existe um consenso sobre tal.

Será que um alto nível de competição política, que implica numa menor chance de reeleição dos candidatos, faz com que estes provenham mais serviços e bens públicos para aumentar a possibilidade de continuar no cargo? De que modo a atuação dos grupos de interesse pode afetar essa oferta? Pretende-se identificar de que forma a alternância e alinhamento político nos municípios podem afetar a provisão de bens e serviços públicos, e, além disso, averiguar se a ação de alguns grupos pode influenciá-la. De forma complementar, também se procura verificar a ação desses dois componentes, grupos de interesse e competição política, sobre os resultados dessa provisão, ou seja, verificar se eles podem afetar a eficácia dos serviços públicos.

Como destacado por Portugal (2002), certos grupos podem intervir na política econômica de um país ao financiar a campanha de candidatos à cargos no poder executivo e legislativo. Em troca, tais grupos poderiam se beneficiar da plataforma política adotada caso o candidato apoiado seja eleito.

Em economia é consenso afirmar que o monopólio é algo danoso e que a concorrência entre as empresas via mercado traz um maior nível de bem-estar aos consumidores. Mas, análise semelhante na área política, ou seja, se a concorrência entre os partidos políticos tem consequências igualmente virtuosas, é muito menos discutida, embora exista um grande número de monopólios de um partido no poder nas democracias existentes (BESLEY ET AL., 2010).

O objeto de estudo serão os municípios do Estado do Ceará. De acordo com o Instituto de Pesquisa Econômica do Ceará (2012), o Estado possuía em no ano de 2002 a participação relativa no PIB nacional de 1,96%, passando para 2,07% em 2010, mantendo a 12ª posição no ranking de todos os estados. Quando se leva em conta apenas a região nordeste, a economia cearense é a terceira mais importante, com participação de 15,3% no PIB da região no ano de 2010. Além disso, no mesmo ano, o Ceará contava com a 8ª maior população do Brasil. Logo, a escolha dos municípios cearenses para esse estudo deve-se a importância econômica, principalmente a nível regional, do Estado, o tamanho da sua população e a disponibilidade de dados.

Como indicadores da oferta de serviços públicos e dos resultados obtidos com o uso destes, usou-se o Índice de Desenvolvimento Social de Oferta¹ e o Índice de Desenvolvimento Social de Resultados², respectivamente. Ambos desenvolvidos pelo Instituto de Pesquisa Econômica do Ceará (IPECE).

1. IDS-O.

2. IDS-R.

Para medir competição política foram utilizados dados sobre a reeleição nos cargos do poder executivo e legislativo municipais, e, também, o alinhamento do governo local com o as outras esferas (estadual e federal). Existem vários estudos, abordados na próxima seção, que tratam da reeleição de prefeitos, governadores e presidentes, mas a reeleição de vereadores ainda é um tema pouco explorado pelos pesquisadores. Então, esse estudo também será uma forma de preencher essa lacuna.

Os grupos de interesse foram identificados como os doadores de campanha, Pessoas Físicas e Pessoas Jurídicas, dos candidatos eleitos (prefeitos e vereadores). Além da dimensão da ação desses grupos, medida pelo percentual de doações na receita total de campanha, usou-se o erro padrão das doações dentro de cada grupo como forma de medir a coordenação e coesão desses. Portanto, grupos cujas doações tem um erro padrão maior serão identificados como grupos menos organizados, com menor influência sobre as políticas adotadas pelos candidatos eleitos.

Assim, montou-se um painel com os anos de 2005 e 2009 para todos os 184 municípios cearenses. Estimou-se um modelo com efeitos aleatórios e erros robustos para medir o impacto das variáveis escolhidas sobre a oferta de serviços públicos e um modelo pooled com erros robustos para auferir como estas mesmas variáveis afetavam a eficácia dos serviços providos pelos governos. O teste de Hausman e o teste LM de Breusch Pagan dão suporte a esta escolha.

Como resultado, tem-se que os municípios que possuem menor nível de competição são os que apresentam maior oferta de bens e serviços públicos, além disso, são nessas localidades que sua eficácia é maior, ou seja, seu uso traz maiores melhorias sociais.

Quanto à ação dos grupos de interesse, os grupos formados por Pessoas Jurídicas, desde que sejam não coesos, são preferíveis na medida em que impactam positivamente na oferta de serviços públicos. Quanto ao impacto sobre os resultados obtidos com o uso destes recursos, a competição mostra-se irrelevante. Já o grupo formado por pessoas físicas afeta negativamente tanto a provisão quanto eficácia desses bens e serviços.

Este trabalho apresenta mais quatro seções além desta introdução. A primeira seção traz uma revisão sobre as principais pesquisas feitas na área. Assim, se subdivide em duas. Primeiramente, é feita uma abordagem sobre a competição política, e os seus efeitos na economia. Após esta, faz-se uma explanação sobre a definição e a atuação dos grupos de interesse, bem como os resultados dos principais estudos empíricos feitos. A segunda seção mostra a metodologia utilizada neste trabalho, onde são apresentadas as fontes utilizadas para a base de dados e o modelo econométrico utilizado. A análise dos resultados do modelo é apresentada na terceira seção. Por fim, são feitas as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 COMPETIÇÃO POLÍTICA

Os pesquisadores vêm estudando cada vez mais a relação entre competição política e crescimento econômico, criando uma aproximação crescente entre a ciência política e economia. Os autores encontram efeitos diversos dessa competição sobre a economia e o bem-estar da sociedade, de maneira geral, não há um consenso. Parte disso é causado pelas diferentes formas que essa competição é medida: alinhamento político, alternância de candidatos no poder, número de concorrentes ao cargo e outros. Alguns estudos feitos em diferentes países são explicitados nessa seção, mostrando os diferentes resultados e as diversas maneiras que se mediu a competição política. Foi dada uma maior ênfase aos estudos feitos sobre o Brasil.

Além da questão da alternância política, é importante discutir também o alinhamento político entre as diferentes esferas de governo (nacional e local). Bracco e Porcelli (2012), estudando os municípios italianos entre 1998 e 2007, observaram dois efeitos nas localidades onde os eleitores atribuíam maior crédito da provisão de bens públicos para o governo local. Primeiramente, os municípios alinhados recebiam mais subsídios, cobravam menos impostos e ofertavam mais bens públicos. Além disso, a probabilidade de reeleição do incumbente era maior nos municípios alinhados.

Besley et. al (2010), por exemplo, mostraram que a falta de competição política, no tocante a alternância de partidos no governo, nos estados americanos, está associada com políticas anti-crescimento: altos impostos, baixo investimento em capital e reduzida probabilidade de uso dos direitos trabalhistas. Os autores encontraram uma forte ligação entre baixa competição política e baixo crescimento da renda. Além disso, chamam atenção para o fato de que quando a competição política se torna muito intensa, acima de um nível estabelecido por seu modelo teórico, as forças pró-crescimento perdem força.

Uppal (2008) examinou como a competição política afetava os gastos do governo nos estados indianos no período de 1980 até 2000. A competição foi medida pelo número de legisladores que estavam pela primeira vez no poder em cada estado. Em sua pesquisa constatou-se que os estados com maior competição gastavam mais, em termos per capita, e, além disso, distorciam as políticas do governo com gastos de menor período de maturação em detrimento das políticas de longo prazo. Assim, uma maior competição fazia com que o candidato eleito esperasse ficar por pouco tempo no poder, e o induzia a buscar políticas de curto prazo.

Coviello e Gagliarducci (2008), também utilizando municípios italianos, investigaram a relação entre alternância no poder executivo e os leilões de contratos públicos. O resultado mostrou que a mudança do prefeito racionaliza os gastos públicos e aumenta o número de licitantes. Os mesmos resultados são obtidos quando o prefeito muda, mas o partido no poder não. Os autores interpretaram esses números como prova de que volume de negócios rompe ligações políticas, porque remove o relacionamento pessoal que o prefeito e os licitantes poderão estabelecer ao longo do tempo.

Analisando o caso do Brasil, Meneguín e Bugarin (2001) desenvolveram um modelo teórico para determinar o nível ótimo dos gastos governamentais baseados em dois fatores: disciplina do mercado e reeleição. Os resultados mostraram que os governantes que esperam ser reeleitos têm comportamento fiscal mais responsável e representam uma externalidade positiva sobre as contas públicas, contrariando resultados previstos pela teoria de ciclos políticos.

Marques (2011) encontra uma relação entre competição política e qualidade das políticas públicas implantadas. Estudando os estados brasileiros de 1982 até 2006 encontrou evidências de que tal competição, medidas pelo índice Herfindahl de concentração política (construído a partir do número de famílias que se mantinha no poder após várias eleições) e o número de candidatos que concorrem em cada eleição nos estados, melhoram as taxas de pobreza, percentual de domicílios com água encanada, média de anos de estudo e as taxas de analfabetismo dos estados.

Araújo; Aquino e Neto (2013) analisaram os efeitos da competição política, medida principalmente por variáveis que denotavam a rotatividade de prefeitos e vereadores, sobre o desenvolvimento econômico dos municípios cearenses nos anos de 2006 e 2010. Como principal resultado obtiveram que quanto maior o número de reeleições, ou seja, menor a competição política, maior seria o nível de desenvolvimento econômico dos municípios.

Assim, os efeitos da competição política na formulação de políticas, como já dito, ainda não são bem compreendidos empiricamente. É possível ter baixa competição e más políticas, mas nada impede que se tenha um incumbente competente, desestimulando a entrada de desafiantes e aliando boas políticas com baixa concorrência (MELLO ET. AL., 2008).

2.2 GRUPOS DE INTERESSE

Indivíduos com preferências políticas semelhantes têm incentivos para formar um grupo para melhor coordenar suas ações coletivas. Tais coalizões podem influenciar e se

beneficiar das políticas econômicas adotadas. Olson (1983) foi pioneiro nesta abordagem ao levantar a hipótese da esclerose institucional. Para ele, as democracias estáveis tendem a desenvolver grupos de interesse mais influentes que focam em políticas redistributivas ou protetoras para promover seu próprio bem-estar. Deste modo, essas coalizões reduzem a eficiência e o crescimento econômico.

Grossman e Helpman (1996) salientam que grupos de interesses especiais são eleitores que compartilham um interesse comum nas políticas mais flexíveis de uma plataforma de governo. Seus membros podem diferir em suas opiniões sobre os programas fixos e outras características dos candidatos, mas podem ter um incentivo para cooperar uns com os outros, se ao fazê-lo puderem influenciar as plataformas políticas dos partidos. Tais grupos influenciam consideravelmente a política pública em muitas democracias representativas. Os autores ainda afirmam que é difícil argumentar que o processo político serve apenas aos interesses do eleitor mediano.

Acemoglu e Robinson (2013) chamam atenção para o caso do Primeiro Ministro de Gana em 1971, Kofi Busia, que orientou a política econômica do país para satisfazer grupos urbanos em troca de apoio. Como medidas, Busia promoveu uma política expansionista com uma taxa de câmbio valorizada. As conseqüências foram uma crise na balança de pagamentos e a assinatura de um acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI), em 1971, causando uma desvalorização na moeda nacional de 44%.

Recentemente, muitos modelos teóricos sobre o assunto foram desenvolvidos. Persson (1998) mostrou que os grupos organizados obtêm maior provisão de bens públicos. Em um modelo de competição eleitoral com grupos de interesse, mas sem a atividade de lobby³, Lindbeck e Weibull (1987) e Dixit e Londregan (1996) mostraram que os políticos atendem às preferências dos grupos com um maior número de eleitores indecisos, porque é mais fácil conseguir seus votos com promessas políticas, do que conseguir os votos de grupos ideologicamente radicais.

Em modelos com a concorrência eleitoral e lobbying, constatou-se que os políticos tratam melhor os grupos com mais eleitores indecisos ou com eleitores mais informados. Além disso, o benefício destes grupos é maior se as contribuições de campanha são mais eficazes para influenciar os eleitores (BENNEDSEN, 2003; BARON, 1994; GROSSMAN E HELPMAN, 1996).

Quanto à pesquisa empírica, a literatura é mais abundante quando trata do comércio internacional. Autores como Goldberg e Maggi (1999) e Gawande, Krishna e Robbins

3. Forma que os grupos agem junto ao governo para satisfazer seus interesses.

(2006) afirmam que os setores politicamente organizados recebem mais proteção do governo contra as importações. Ludema, Mayda e Mishra (2010) consideram que as atividades de lobby, por parte das empresas, têm um impacto sobre as decisões do Congresso americano de suspender as tarifas sobre as importações de bens intermediários.

Os pesquisadores também estudaram o efeito de fazer lobby em outras questões políticas. Figueiredo e Silverman (2006) consideram que as universidades que contam com representação no Senado americano adquirem mais benefícios se gastarem mais em lobbying. Richter, Samphantharak e Timmons (2009) analisaram as empresas norte-americanas e encontraram que as que gastam mais em lobby em um determinado ano enfrentam menores taxas de imposto no próximo ano.

Analisando a relação entre os grupos de interesse e os políticos eleitos, Cox e McCubbins (1986) destacam que existem alianças políticas, grupos sociais e econômicos, apoiando os partidos políticos. Assim, os eleitores podem ser divididos em três grupos: oposição, apoio e indecisos. Se o partido dominante tiver aversão ao risco, a melhor estratégia para permanecer no poder é alocar maiores recursos na região onde predominam eleitores que o apoiam. Dessa forma, mantêm-se as coalizões políticas. Tal método de ação pode explicar como alguns mandatários permanecem representando certos grupos por um período mais longo no poder.

Portanto, há fortes indícios a ação de diversos grupos junto aos políticos buscando benefício próprio. Este trabalho irá utilizar como grupos de interesse os doadores de campanha, classificados em Pessoas Físicas e Pessoas Jurídicas, dos prefeitos e vereadores eleitos.

3 METODOLOGIA

3.1 MODELO ECONOMETRICO

O objetivo deste estudo é analisar o impacto dos grupos de interesse e da competição política na oferta de serviços públicos para os municípios cearenses. Será que um alto nível de alternância política, que implica numa menor chance de reeleição dos candidatos, faz com que estes provenham mais serviços públicos para aumentar a possibilidade de reeleição? De que modo a atuação dos grupos de interesse pode afetar essa oferta de serviços? Além de responder estes questionamentos, esta pesquisa busca verificar se os grupos de interesse fortes e organizados podem diminuir os ganhos, decorrentes das políticas públicas, da população.

Com base nos resultados obtidos por Araújo; Aquino e Neto (2013), onde o objeto de estudo é o mesmo, espera-se que os municípios com menor rotatividade no executivo e legislativo apresentem maior oferta de serviços públicos, afinal no estudo desses autores, a variável de interesse denota desenvolvimento econômico que está intimamente ligado com a oferta de bens e serviços públicos.

Quanto aos grupos de interesse, acredita-se que por agir de forma a satisfazer apenas os interesses próprios, sua ação impacta de forma negativa na provisão de serviços públicos e são nos municípios em que estes grupos são menos coordenados que a população obtém maiores benefícios dos serviços ofertados pelo poder público.

Como forma de medir o nível de oferta dos serviços públicos utilizou-se o Índice de Desenvolvimento Social de Oferta (IDS-O⁴) e para aferir os resultados causados por estes empregou-se o Índice de Desenvolvimento Social de Resultados (IDS-R), ambos desenvolvidos pelo Instituto de Pesquisa Econômica do Ceará (IPECE), tais índices são divididos em quatro grupos: saúde, educação, condições de moradia e emprego e renda. O anexo A e anexo B trazem as variáveis que compõe estes índices em cada grupo.

O quadro 1 traz um resumo das variáveis utilizadas nesse estudo.

Quadro 1 – Variáveis utilizadas

<i>Variável</i>	Descrição
<i>IDSO</i>	Índice que mede oferta de bens e serviços públicos
<i>IDSR</i>	Índice que mede os resultados obtidos pelos bens e serviços públicos
<i>Incumbent</i>	Componente Principal que reflete a reeleição de prefeito
<i>Pvreeel</i>	Percentual de vereadores reeleitos
<i>Partidoreel</i>	Componente Principal que reflete a reeleição do partido
<i>apoioopol</i>	Componente principal que reflete apoio político para o candidato no poder
<i>dppf</i>	Erro padrão das doações de campanha dos prefeitos eleitos feitos por pessoas físicas
<i>dppj</i>	Erro padrão das doações de campanha dos prefeitos eleitos feitos por pessoas jurídicas
<i>ppfp</i>	Percentual total doado por pessoas físicas às campanhas de prefeitos eleitos
<i>ppjp</i>	Percentual total doado por pessoas jurídicas às campanhas de prefeitos eleitos
<i>ppfv</i>	Percentual total doado por pessoas físicas às campanhas de vereadores eleitos
<i>ppjv</i>	Percentual total doado por pessoas jurídicas às campanhas de vereadores eleitos
<i>Pibpercapita</i>	Pib per capita deflacionado pelo IGPDI para o ano de 2010.
<i>GastosPrefeituras</i>	Componente Principal que reflete os gastos das prefeituras
<i>Dummiesregionais</i>	Dummy para oito macro regiões do Estado do Ceará.

Fonte: Elaboração própria.

4. Para maiores detalhes sobre a construção do IDS-O e IDS-R ver Holanda(2004).

Como já observado, os estudiosos medem a competição política de diferentes maneiras. No entanto, esse trabalho irá refleti-la por meio de variáveis que denotem alternância e alinhamento político. Para tanto, foram usados o percentual de vereadores reeleitos (pvreel) para representar a rotatividade no legislativo, e mais quatro variáveis dummies que se referem a rotatividade política no executivo: prefeito reeleito, partido reeleito, prefeito fez um sucessor, prefeito reelegível disputou as eleições; e mais três dummies para demonstrar alinhamento político: prefeito é do mesmo partido que o presidente, o prefeito é do mesmo partido que o governador e o prefeito tem maioria na câmara dos vereadores, ou seja, mais da metade dos vereadores são da coligação ou do partido do prefeito. Todas as variáveis dummy tem valor 1(um), em caso de sucesso. Porém, todas essas variáveis dummies são muito correlacionadas. Em virtude disso e para diminuir o número de variáveis utilizadas, optou-se pelo uso do método de componentes principais⁵ (CP).

Com a utilização das CP, três variáveis foram criadas: uma para refletir reeleição para prefeito (incumbent), reeleição do partido político (partidoreel) e apoio político (apoiopol), que juntamente com o percentual de vereadores reeleitos (pvreel) refletem o nível de competição política nesse estudo.

Vale ressaltar que a análise de componentes principais (ACP) tem por finalidade reduzir a dimensão dos dados, rearranjando-os através de combinações lineares. Portanto, permite transformar um conjunto de variáveis iniciais correlacionadas entre si, em outro conjunto de variáveis não correlacionadas. Logo, não há redundância de informações. Foram selecionados apenas os CP que apresentaram autovalores maiores que um. A interpretação de cada componente é feita com base nas correlações entre as variáveis e os eixos. Portanto, seria desejável que cada variável fosse altamente correlacionada com apenas uma das componentes. Para tal, deve ser feita uma rotação nas CP. O método de rotação mais utilizado é chamado de VARIMAX, e tem por objetivo maximizar a variação entre os pesos das CP.

Visando representar a atuação dos grupos de interesse, usaram-se variáveis que denotavam a participação de Pessoas Físicas e Pessoas Jurídicas nas doações de campanha dos candidatos eleitos. Logo, foram usadas as seguintes variáveis: erro padrão das doações de campanha dos prefeitos eleitos cujos doadores eram Pessoas Físicas (dpfp) e Pessoas Jurídicas (dpjp); percentual das doações de Pessoas Físicas na receita de campanha total dos prefeitos (ppfp) e de Pessoas Jurídicas (ppjp); percentual das doações de Pessoas Físicas na receita de campanha total dos vereadores (ppfv) e de Pessoas Jurídicas (ppjv). Vale res-

5. Esse método foi escolhido devido a forte correlação que existia entre as variáveis que denotavam competição política nesse estudo. Para maiores informações ver MUNDLAK (1981), Bakke et. al. (2008) e Caten (2008).

saltar que o erro padrão das doações foi utilizado como proxy da coordenação dos grupos. Dessa forma, grupos com menor erro padrão são considerados mais coesos.

Outras variáveis consideradas importantes na oferta de serviços públicos, como o PIB per capita e os gastos da prefeitura nas áreas de saúde, educação e urbanização e o PIB per capita foram utilizados, todos deflacionados pelo IGPDI para o ano de 2010. Novamente, quanto aos gastos das prefeituras, utilizou-se o método dos componentes principais devido à forte correlação entre os mesmos nas áreas escolhidas.

Incluíram-se, também, dummies para as oito macrorregiões do Ceará de acordo com a classificação do IPECE, buscando captar algum componente espacial na evolução das variáveis de dependentes.

Portanto, montou-se um painel para os anos de 2005 e 2009 com os 184 municípios cearenses. Os anos escolhidos referem-se aos primeiros anos de mandato dos prefeitos. A literatura de ciclos políticos afirma haver uma diminuição dos gastos das prefeituras em tais anos para que se possa gastar mais quando as eleições se aproximam. Porém, nesta área, destacam-se os resultados obtidos por Lucena (2012) que não encontrou evidências para a existência dos ciclos eleitorais nos estados brasileiros após a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal. Além disso, o período foi escolhido porque contempla as eleições mais recentes, onde há também maior disponibilidade de dados. Com a finalidade de obter o impacto das variáveis sobre a variação relativa dos índices de exclusão social, aplicou-se o operador logarítmico nos mesmos.

Logo, foram estimados dois modelos:

$$(1) \quad \ln(ISO_{it}) = \alpha \text{Competição Política}_{it} + \beta \text{Grupos de Interesse}_{it} + \gamma \text{PIBpercapita}_{it} + \delta \text{Gastos Prefeituras}_{it} + \theta \text{DummiesRegionais}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(2) \quad \ln(ISR_{it}) = \mu \text{Competição Política}_{it} + \pi \text{Grupos de Interesse}_{it} + \sigma \text{PIBpercapita}_{it} + \tau \text{Gastos Prefeituras}_{it} + \varphi \text{DummiesRegionais}_{it} + \omega_{it}$$

Onde:

$$\varepsilon_{i,t} \text{ e } \omega_{it} = \text{Erro aleatório}$$

$$i = 1, \dots, I \text{ e } t = 1, \dots, T.$$

3.2 MÉTODO DE ESTIMAÇÃO

Como já dito antes, devido à forte correlação entre algumas variáveis e buscando diminuir a dimensionalidade dos dados, utilizou-se o método de componentes principais.

Estimou-se o modelo (1) com efeitos aleatórios e erros robustos, enquanto que o modelo (2) foi estimado como um Pooled com erros robustos. Ambos foram estimados com e sem Fortaleza, por este município se destacar economicamente dos demais.

O teste de Hausman e o teste LM de Breush Pagan foram feitos para dar suporte a este método. Também foi feito o teste de Hausman para endogeneidade, tentando verificar a possível simultaneidade entre as variáveis que indicam alternância política e as variáveis dependentes. Os resultados dos testes serão apresentados nas tabelas do Apêndice A.

4 ANÁLISE DE RESULTADOS

Os resultados obtidos pelo método exposto na seção anterior estão dispostos nas tabelas abaixo.

Tabela 1 – Resultados da Estimação do Modelo (1)

	(a)		(b)	
	Coefficiente	P > z	Coefficiente	P > z
<i>pvreel</i>	0.124	(0.001)**	0.124	(0.001)**
<i>incumbent</i>	0.012	(0.030)*	0.012	(0.034)*
<i>partidoreel</i>	-0.006	(0.293)	-0.006	(0.297)
<i>apoiopol</i>	1.04e-03	(0.857)	-0.006	(0.341)
<i>dppp</i>	-7.44e-07	(0.092)	-7.32e-07	(0.103)
<i>ppfp</i>	0.021	(0.251)	0.021	(0.248)
<i>ppfv</i>	-0.074	(0.003)**	-0.077	(0.002)**
<i>dppp</i>	9.12e-07	(0.002)**	7.35e-07	(0.016)*
<i>ppjp</i>	0.020	(0.302)	0.015	(0.436)
<i>ppjv</i>	0.092	(0.099)	0.077	(0.161)
<i>pibpc</i>	1.38e-05	(0.000)***	1.01e-05	(0.000)***
<i>gastos</i>	0.013	(0.000)***	0.025	(0.000)***
<i>D₂</i>	0.095	(0.017)*	0.100	(0.011)*
<i>D₃</i>	-0.021	(0.500)	-0.016	(0.595)
<i>D₄</i>	-0.107	(0.008)	-0.107	(0.007)**
<i>D₅</i>	-0.025	(0.344)	-0.024	(0.332)
<i>D₆</i>	0.018	(0.561)	0.025	(0.397)
<i>D₇</i>	-0.046	(0.157)	-0.048	(0.104)
<i>D₈</i>	-0.096	(0.003)**	-0.092	(0.004)**
Const	-1.056	(0.000)***	-1.040	(0.000)***
R ² - Ajustado				
within	0.1614		0.1579	
between	0.3162		0.3316	
overall	0.2937		0.3066	
Prob > chi ²	(0.000)***		(0.000)***	

Elaboração Própria.

Notas: valor p ente parênteses. * p<0.05; ** p<0.01; *** p <0.001.

D2: Baturité; D3: Litoral Oeste; D4: Sertão dos Inhamuns; D5: Sobral Ibiapaba; D6: Litoral Leste/Jaguaribe; D7: RMF; D8: Sertão Central.

(a) Incluso Fortaleza (b) Excluido Fortaleza.

Como a variável dependente do modelo está em termos de logaritmo, tem-se um modelo conhecido por log-lin⁶, onde os coeficientes estimados são semi-elasticidades. Portanto, para o caso das variáveis contínuas, multiplicou-se o parâmetro estimado pela média da variável de forma a se obter a elasticidade. Estas médias encontram-se no apêndice B.

Quanto ao percentual de vereadores reeleitos, o parâmetro desta variável é significativo em ambas as estimações e seu efeito é o mesmo. O aumento de 1% dos vereadores reeleitos provoca um aumento, em média, de aproximadamente 0,06% no índice estudado.

Analisando a reeleição do prefeito, de acordo com a CP obtida, também se tem significância estatística, ao nível de 5%, do parâmetro em ambas as regressões. Embora o parâmetro estimado seja positivo, seu impacto é muito pequeno.

Quanto aos CP que representam apoio político e permanência do partido no poder, ambos não são significantes para as duas regressões. Portanto, no que se refere às variáveis que representam o nível de competição política, apenas o percentual de vereadores reeleitos mostrou-se importante. Os resultados sugerem que um menor nível de alternância na câmara dos vereadores, tudo mais constante, traz um crescimento da oferta de serviços públicos.

Para a atuação de grupos de interesse, denotados pelos doadores de campanha dos prefeitos eleitos, encontrou-se um comportamento diferente para Pessoas Físicas e Pessoas Jurídicas. A participação destas nas doações de campanha dos eleitos não tem impacto sobre a oferta de serviços públicos, pois o parâmetro estimado não é estatisticamente significativo, muito embora seu sinal seja positivo. Porém, quanto maior o erro padrão dos valores dados, maior a provisão de serviços públicos. Desta forma, quanto menor a coalizão dentro desse tipo de grupo, maior a provisão de serviços públicos para os municípios.

Tendo em vista que os grupos de interesse agem trocando apoio político, no caso estudado doações de campanha, por plataformas políticas que os beneficiem, pode-se entender que o grupo formado por pessoas jurídicas, composto por empresas, dá suporte financeiro a um candidato em troca de políticas que acabam por aumentar a oferta de bens e serviços públicos, como por exemplo, a construção de hospitais, escolas, melhoria de estradas e outros. No entanto, esta é apenas uma externalidade para a população, o modelo proposto não pode medir qual agente, sociedade ou empresas, se beneficia mais.

Quanto às Pessoas Físicas, o único parâmetro significativo refere-se a sua participação nas doações de campanha dos vereadores. Neste caso, quanto maior o percentual doado

6. Neste modelo, o coeficiente de inclinação mede a variação relativa no regressando para uma dada variação absoluta no regressor. Tem-se que $\beta = \frac{d(\ln Y)}{dX} = \left(\frac{1}{Y}\right) \left(\frac{dY}{dX}\right) = \left(\frac{dY}{Y}\right) / dX$

menor a o IDS-O. Quando se exclui Fortaleza da amostra, os resultados se mantêm.

Quanto a este resultado, existem duas possibilidades. Primeiramente, pode-se entender que o grupo formado por pessoas físicas apóia os candidatos por motivações puramente ideológicas, não necessariamente por melhorias sociais, como candidatos que são eleitos como representantes de classes. Além disso, pode acontecer desse grupo ser formado por pessoas que demandam cargos e empregos ligados a administração pública, que são puramente ineficientes e não terminam por favorecer a população.

O PIB per capita e os gastos das prefeituras apresentam o sinal esperado. Assim, quando aquele aumenta em 1%, tudo mais constante, o índice estudado aumenta aproximadamente 0,05%, e 0,04% quando se exclui a capital do Estado. O efeito dos gastos da prefeitura é praticamente irrisório.

Por último, as dummies regionais sugerem que o fato de pertencer à região de Baturité aumenta a oferta de serviços públicos em aproximadamente 9,9%. Por sua vez, pertencer ao Sertão Central ou Sertão dos Inhamuns diminui o índice em 10,1% e 9,1%, respectivamente. O coeficiente estimado para as outras regiões não é estatisticamente significativo. Quando a estimação não leva em conta o município de Fortaleza, os coeficientes são um pouco diferentes. Pertencer à região de Baturité eleva o IDS-O em 10,5%, enquanto que pertencer ao Sertão Central e Sertão dos Inhamuns diminuem o mesmo em 10,1% e 8,7%, respectivamente.

A tabela 2 traz os resultados da estimação do modelo (2), que se refere ao outro índice utilizado, o IDS-R. O intuito dessa regressão é aferir como a competição política e os grupos de interesse afetam os resultados ou a eficácia dos serviços ofertados pelo poder público.

Os resultados pouco se alteram com a exclusão de Fortaleza. Analisando as variáveis que se referem à competição política, tem-se que apenas a alternância na câmara municipal pode afetar as melhorias obtidas pela população via oferta de serviços públicos. Nesse caso, o aumento de 1% dos vereadores reeleitos traz um crescimento de 0,5% no IDS-R.

Quanto aos grupos de interesse, a única variável que impactou sobre esse índice foi o percentual de recursos doados por Pessoas Físicas nas campanhas dos vereadores eleitos. O sinal negativo sugere que quanto maior for este percentual, menores serão os benefícios auferidos pela população. Logo, aliando esse resultado com o do modelo anterior, tem-se que a atuação dos grupos de interesse formado por pessoas físicas prejudicam tanto oferta como eficácia dos bens e serviços públicos.

As variáveis que descrevem a participação das Pessoas Jurídicas não afetam os resultados obtidos pela provisão de serviços públicos. Assim, sua ação junto aos políticos eleitos pode ser vista como desejável na medida em que apenas aumenta oferta de serviços públicos sem nenhum impacto sobre seu desempenho.

O PIB per capita e os gastos das prefeituras continuam tendo a mesma relevância. Assim, o aumento de 1% no PIB per capita provoca o aumento de 0,07% no IDS-R e quando a amostra está reduzida, o percentual cai para 0,04%. Os gastos, novamente, têm efeito muito pequeno.

Tabela 2 – Resultados da Estimação do Modelo (2)

	(a)		(b)	
	Coeficiente	P > z	Coeficiente	P > z
	0.109	(0.014)*	0.105	(0.016)*
	0.010	(0.219)	0.009	(0.239)
	-0.009	(0.276)	-0.008	(0.302)
	0.001	(0.872)	-0.005	(0.401)
	4.90e-07	(0.467)	-2.64e-07	(0.739)
	0.011	(0.640)	0.012	(0.618)
	-0.075	(0.019)*	-0.084	(0.006)**
	5.13e-07	(0.181)	1.59e-07	(0.675)
	0.040	(0.129)	0.029	(0.257)
	0.077	(0.288)	0.071	(0.291)
	1.70e-05	(0.000)***	1.15e-05	(0.000)***
	0.020	(0.001)**	0.033	(0.000)***
D2	0.096	(0.002)**	0.102	(0.001)**
D3	-0.019	(0.414)	-0.013	(0.571)
D4	-0.107	(0.001)**	-0.107	(0.001)**
D5	-0.026	(0.228)	-0.025	(0.232)
D6	0.010	(0.675)	0.026	(0.267)
D7	-0.070	(0.012)*	-0.059	(0.020)*
D8	-0.095	(0.000)***	-0.089	(0.000)***
Const	-1.056	(0.000)***	-1.029	(0.000)***
R2 - Ajustado	0.3037		0.3150	
Prob >F	(0.000)***		(0.000)***	

Elaboração Própria.

Notas: valor p ente parênteses. * p<0.05; ** p<0.01; *** p <0.001.

D2: Baturité; D3: Litoral Oeste; D4: Sertão dos Inhamuns; D5: Sobral Ibiapaba; D6: Litoral Leste/Jaguaribe; D7: RMF; D8: Sertão Central.

(a) Incluso Fortaleza (b) Excluso Fortaleza.

As dummies regionais mostram que pertencer à região de Baturité aumenta o índice analisado em 10%. Por sua vez, pertencer à região do Sertão dos Inhamuns, Sertão Central e RMF diminuem a eficácia dos serviços públicos ofertados em 10%, 9% e 6,7%, respectivamente. Quando Fortaleza é excluída da amostra, o efeito dessas muda um pouco. Assim, os municípios da Região de Baturité têm IDS-R, em média, 10,7% maior, enquanto que os das regiões: Sertão dos Inhamuns, Sertão Central e RMF apresentam uma queda de 10%, 8,5% e 5,7%, respectivamente.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou verificar qual o impacto da competição política municipal e a atuação de grupos de interesse na oferta de serviços públicos do Ceará, refletido pelo IDS-O, dos mesmos. De forma complementar, foi investigado se algum desses fatores influenciava na eficácia dos serviços ofertados, ou seja, se eles poderiam diminuir o benefício provocado para a população. Como medida de eficácia, usou-se o IDS-R.

A competição foi medida por: alinhamento político da esfera municipal com as outras esferas de governo, reeleição de vereadores, prefeitos e partidos. A atuação dos grupos de interesse foi denotada pela participação de Pessoas Físicas e Pessoas Jurídicas nas doações de campanhas eleitorais dos candidatos eleitos. Como medida de dispersão entre eles, usou-se o erro padrão dos valores doados.

Para o caso em que a variável dependente era a oferta de serviços públicos estimou-se um modelo com efeitos aleatórios e erros robustos. No outro caso, onde se utilizou o resultado dessa oferta em termos de benefícios sociais, estimou-se um modelo pooled com erros robustos. O teste de Hausman e o teste LM de Breush Pagan deram suporte a este método. Além disso, foi feito um teste de Hausman para endogeneidade. Foram feitas duas estimações para cada modelo, uma delas sem o município de Fortaleza. Os resultados são praticamente os mesmos para ambas.

Constatou-se que municípios com menor competição apresentam maior oferta de serviços públicos. De acordo com os resultados obtidos nas estimações, a reeleição de vereadores e prefeitos tem impacto positivo sobre o IDS-O. Quanto às variáveis que determinam alinhamento e o apoio político, nenhuma se mostrou significativa. Analisando as mesmas variáveis, no que diz respeito aos objetivos finais dessa oferta, apenas o percentual de vereadores é relevante. Portanto, manter a composição da câmara municipal implicou em indicadores sociais melhores.

A atuação dos grupos de interesse mostrou-se ambígua. Por um lado, a atuação das Pessoas Jurídicas impactou de forma positiva na provisão de serviços públicos, desde que estes grupos sejam dispersos. Os resultados mostram que quanto maior o erro padrão das doações desse grupo nas campanhas dos prefeitos eleitos, maior a oferta de serviços públicos. Quanto ao impacto do mesmo grupo sobre o IDS-R nenhum parâmetro mostrou-se significativo ao nível de 5%. Portanto, a atuação de grupos de interesse, representados pelas Pessoas Jurídicas, não causaram efeito sobre as condições de vida da população.

Já o outro grupo, de Pessoas Físicas, impactou de forma negativa na oferta de serviços públicos e nas melhorias sociais causadas por estes. Quanto maior o percentual doado por Pessoas Físicas nas campanhas dos vereadores eleitos, menor o IDS-O e IDS-R. Quanto a sua atuação na campanha dos prefeitos, nenhum parâmetro foi significativo.

Uma possível explicação para este resultado está na motivação dos dois grupos em apoiar os candidatos. Considerando que as Pessoas Jurídicas são na maioria empresas e Pessoas Físicas são indivíduos, é razoável afirmar que estes são motivados por interesses ideológicos, enquanto aqueles por interesses econômicos. Desta forma, grupos formados por empresas podem apoiar candidatos em troca de benefícios posteriores que acabam por favorecer, não de forma intencional, a maioria da população, desde que estas empresas não hajam de forma coordenada. Outra hipótese que pode ser levantada é que as pessoas físicas demandam empregos e cargos, o que pode ser ineficiente. Vale ressaltar que o índice utilizado apenas indica o benefício da sociedade, via inclusão social, e não dos grupos de interesse.

Quanto às outras variáveis, PIB per capita, e a componente principal que representa os gastos das prefeituras nas áreas de saúde, educação e infra-estrutura, não se tem um efeito expressivo. O impacto irrisório dos gastos nos dois índices estudados sugere que os recursos foram utilizados de forma ineficiente pelas prefeituras.

As dummies regionais, por sua vez, indicam que os municípios pertencentes à região de Baturité obtêm maior provisão de serviços públicos e estes também são utilizados para aumentar a inclusão social. As regiões do Sertão Central e Inhamuns são as que apresentam menores índices. Quanto a Região Metropolitana de Fortaleza, a estimação que se refere ao IDS-R mostra que os serviços públicos ofertados nessa região não trazem bons resultados. Nesse caso, Há um indicativo de que os custos de concentração podem sobrepor os benefícios gerados.

É importante ressaltar que a análise feita, relacionando competição política, grupos

de interesse e oferta de serviços públicos, não é comum na literatura e é válida para o período e amostra utilizados, portanto, não se pode generalizar este resultado sem que antes se faça um estudo adequado. Por falta de dados, neste trabalho não se pode fazer uma análise para um período maior. Portanto, futuras pesquisas podem englobar um período maior, agregando os dados disponíveis para novas eleições, e um objeto de estudo maior, ou seja, não se restringir apenas a um Estado.

BIBLIOGRAFIA

ACEMOGLU, D; ROBINSON, J. Por que as nações fracassam: as origens do poder, da prosperidade e da pobreza. Edição (1ª Ed). Rio de Janeiro: Editora Campus, 2012.

ACEMOGLU, D; ROBINSON, James A. Economics versus Politics: Pitfalls of Policy Advice. n. February, 2013. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w18921>>.

ARAÚJO, FAS De; Neto, PMJ; AQUINO; C. Competição Política E Desenvolvimento Econômico: Uma Análise Para Os Municípios Do Ceara Nos Anos De 2006 E 2010. **Anais do XLI Encontro Nacional de Economia**, 2014. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/anp/en2013/091.html>>. Acesso em: 21 Jul. 2014.

AQUINO, C. Competição política entre vereadores e condições de vida nos municípios cearenses. Monografia (Graduação em Economia). Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2011.

BAKKE, HA; SANTOS, A; LEITE, De M. MULTIVARIATE STATISTICS : FACTORIAL ANALYSIS APPLICATION. p. 1–14, 2008.

BARON, D.P. Electoral competition with informed and uninformed voters. **American Political Science Review**, v. 88, n.1 p. 33-47, 1994.

BARRETO, A.A.B. Reeleição para o Executivo Municipal no Brasil (2000-2008), **Revista Debates**, Porto Alegre, v.3, n.2, p. 97-115, jul.-dez. 2009.

BENNEDSEN, M. Vote Buying Through Resource Allocation in a Government Controlled Sector. **Rivista di Politica Economica**, SIPI Spa 93(1): 49-78, 2003.

BESLEY, T; PERSSON, T; STURM, DM. Political competition, policy and growth: theory and evidence from the US. 2010. Disponível em: <<http://restud.oxfordjournals.org/content/77/4/1329.short>>.

BITTENCOURT, JL. Evidências de ciclo político na economia brasileira: um teste para a execução orçamentária dos governos estaduais-1983/2000. p. 1–20, 2002. Disponível em:

<<http://www.lume.ufrgs.br/handle/10183/3394>>.

BRACCO, E; PORCELLI, F; REDOANO, M. Incumbent effects and partisan alignment in local elections: A regression discontinuity analysis using Italian data. 2013. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2205610>.

CHAMON, M.; FIRPO, S; MELLO, J.P. Electoral rules, political competition and fiscal spending: regression discontinuity evidence from Brazilian municipalities. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/rio/texdis/559.html>>

CAPORALE, T; LEIRER, J. Take the money and run: Political turnover, rent-seeking and economic growth. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 76, n. 2, p. 406–412, 2010. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0167268110001435>>..

CATEN, A. **APLICAÇÃO DE COMPONENTES PRINCIPAIS E REGRESSÕES LOGÍSTICAS MÚLTIPLAS EM SISTEMA DE INFORMAÇÕES GEOGRÁFICAS PARA A PREDIÇÃO E O MAPEAMENTO DIGITAL DE SOLOS**. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo), Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2008.

CHOI, S. Politician Ideology and Lobbying by Interest Groups. 2012. Disponível em: <http://www.princeton.edu/~sungmunc/Research_files/s_choi_ideology.pdf>.

COVIELLO, D; GAGLIARDUCCI, S. Political Turnover and Competition in Public Procurement Auctions. 2008. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.172.4994&rep=rep1&type=pdf>>.

COX, GW; MCCUBBINS, MD. Electoral politics as a redistributive game. *Journal of Politics*, 1986. Disponível em: <<http://journals.cambridge.org/production/action/cjoGetFulltext?fulltextid=6264840>>.

DAVIDSON, R; MACKINNON, G. **Estimation and Inference in Econometrics**. Oxford University Press, 1993.

de FIGUEIREDO, J. M.; SILVERMAN, B. S. The returns to lobbying: university lobbying efforts and the allocation of earmarked academic grants. **Journal of Law and Economics** 49(2): 597-626, 2006.

DIXIT, A; GROSSMAN, GM; GUL, F. The dynamics of political compromise. **Journal of Political Economy**, v. 108, n. 3, p. 531–568, 2000. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/10.1086/262128>>.

DIXIT, A.; LONDREGAN, J. The determinants of success of special interests in redistributive politics. **Journal of Politics** 58: 1132-1155, 1996.

DUCHATEAU, PV; AGUIRRE, B. Estrutura Política como Determinante dos Gastos Federais. **Revista EconomiA**, v. 11, 2010. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/revista/vol11/vol11n2p305_331.pdf>.

ESTÊVÃO, J. Desenvolvimento econômico e mudança institucional: o papel do Estado. 2004. Disponível em: <<http://www.repository.utl.pt/handle/10400.5/2712>>.

GAGLIARDUCCI, S; NANNICINI, T; NATICCHIONI, P. Electoral rules and politicians' behavior: a micro test. 2008. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1135924>.

Gawande, K., Krishna, P., and Robbins, M. J. Foreign Lobbies and U.S. Trade Policy. **Review of Economics and Statistics** 88(3): 563-571, 2006.

GOLDBERG, P. K; MAGGI, G. Protection for sale: an empirical investigation. **American Economic Review** 89(5): 1135-1155, 1999.

GROSSMAN, G. M; HELPMAN, E. Protection for sale. **American Economic Review**, 84(4): 833-850, 1994.

GROSSMAN, G. M; HELPMAN, E. Electoral competition and special interest politics. 1996. **Review of Economic Studies** 63(2): 265-286.

GROSSMAN, G. M; HELPMAN, E. Special Interest Politics. Cambridge, MA: The MIT Press, 2001.

HECKELMAN, JC. Explaining the Rain: "The Rise and Decline of Nations" after 25 Years. **Southern Economic Journal**, v. 74, n. 1, p. 18-33, 2007. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/10.2307/20111950>>.

HOLANDA, MC. O desafio da construção de uma política de desenvolvimento social operacional: a experiência do Ceará. **Seplan/Ipece**, 2004. Disponível em: <<http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:O+DESAFIO+DA+CONSTRUÇÃO+DE+UMA+POLÍTICA+DE+DESENVOLVIMENTO+SOCIAL+OPERACIONAL:+A+EXPERIÊNCIA+DO+CEARA#5>>.

IPECE. **A Evolução do PIB dos Municípios Cearenses no Período 2002-2010**, 2012. Disponível em: <http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/ipece-informe/Ipece_Informe_49_20_dezembro_2012.pdf>.

LINDBECK, A; WEIBULL, J. Balanced-budget redistribution as the outcome of political competition. **Public Choice** 52(3): 273-297, 1987.

LUCENA, BM. **UMA ANÁLISE DOS INVESTIMENTOS PÚBLICOS, DÍVIDA CONSOLIDADA LÍQUIDA E RECEITA CORRENTE LÍQUIDA DOS ESTADOS BRASILEIROS NO CICLO POLÍTICO DE 2002 – 2010**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN, Universidade Federal do Ceará - UFC, Fortaleza, 2012.

LUDEMA, R.; MAYDA, A. M. ; MISHRA, P. Protection for free? The political economy of U.S. tariff suspensions, 2010. (IMF Working Paper N°. 10/211). Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1750699>>

LUNA, FE. Aplicação da metodologia de componentes principais na análise da estrutura a termo de taxa de juros brasileira e no cálculo de valor em risco. Ipea, 2006.(Texto para discussão nº1146).

LUO, R; ZHANG, L; HUANG, Jet al. Village elections, public goods investments and pork barrel politics, Chinese-style. **The Journal of Development**, 2010. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00220380903318061>>.

MARQUES, PM. Estudo sobre Competição Política e Performance Econômica . Evidências dos Estados Brasileiros Estudo sobre Competição Política e Performance Econômica . Evidências dos Estados Brasileiros. 2011.

MELLO, JM De; FIRPO, Sergio; CHAMON, Marcos. Electoral rules, political competition and fiscal spending: regression discontinuity evidence from brazilian municipalities, 2009. Disponível em: <http://works.bepress.com/joao_de_mello/13/>.

MENEGUIN, F. B., BUGARIN, M. S. Reelection e Política Fiscal: um estudo dos efeitos da reeleição nos gastos públicos. **Economia Aplicada**, n.3, 2001.

MUELLER, DC. Redistribution, growth, and political stability. **The American Economic Review**, v. 72, n. 2, p. 155–159, 1982. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/10.2307/1802321>>.

MUNDLAK, Y. On the concept of non-significant functions and its implications for regression analysis. **Journal of Econometrics**, v. 16, p. 139–149, 1981. Disponível em: <<http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:ON+THE+CONCEPT+OF+NON-SIGNIFICANT+FUNCTIONS+AND+ITS+IMPLICATIONS+FOR+REGRESSION+ANALYSIS#0>>.

NAKAGUMA, MY; BENDER, S. Ciclos Políticos e Resultados Eleitorais : Um Estudo sobre o Comportamento do. p. 3–24, 2010.

OLSON, M., 1983. **The Rise and Decline of Nations**. Yale University Press, New Haven.

PAVLETIC, I. **Political Competition, Economic Reform and Growth: Theory and Evidence from Transition Countries**. [s.l.: s.n.], 2010. Disponível em: <<http://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=aMh0mH1Ps8C&oi=fnd&pg=PR6&dq=POLITICAL+COMPETITION+,+ECONOMIC+REFORM+AND+GROWTH+:+THEORY+AND+EVIDENCE+FROM+TRANSITION+COUNTRIES&ots=yfNgpsdLPm&sig=nMpu82N-tE1Hq3BUvsnEFeBRRzPU>>.

PEREIRA, C; RENNÓ, L. O que É que o Reeleito Tem? Dinâmicas Político-Institucionais Locais e Nacionais nas Eleições de 1998 para a Câmara dos Deputados. *Revista Dados*, Rio de Janeiro, v.44, n.2, 2001. Disponível em:<http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0011-52582001000200004&script=sci_arttext>

PERSSON, T. Economic policy and special interest politics. *The Economic Journal*, v. 108, p. 310–327, 1998. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1468-0297.00289/abstract>>.

PERSSON, T; TABELLINI, G. **The economic effects of constitutions**. [s.l.: s.n.], 2003. Disponível em: <http://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=NjCw9eSvNPM-C&oi=fnd&pg=PR9&dq=THE+ECONOMIC+EFFECTS+OF+CONSTITUTIONS&ots=yyHUe_Ebt8&sig=GM-uROurDYIzBxC1QOZOJtUxpJk>.

PERSSON, T; TABELLINI, G. Democracy and development: The devil in the details. n. January, 2006. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w11993>>.

PINTO, PM; TIMMONS, JF. *The Political Determinants of Economic Performance : Political Competition and the Sources of Growth*, 2003.

PINTO, PM; TIMMONS, JF. *The Political Determinants of Economic Performance Political Competition and the Sources of Growth*. *Comparative Political Studies*, n. September, 2005. Disponível em: <<http://cps.sagepub.com/content/38/1/26.short>>.

RICHTER, B. K.; SAMPHANTHARAK, K.; TIMMONS, J. F. Lobbying and taxes. **American Journal of Political Science** 53(4): 893-909, 2009.

UPPAL, Y. Does political turnover adversely affect the state expenditure policy ? Evidence from Indian state legislative elections. 2008.

WALLIS, JJ; OATES, WE. Does economic sclerosis set in with age? An empirical study of the Olson hypothesis. **Kyklos**, 1988. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-6435.1988.tb01262.x/abstract>>.

APENDICE A

Tabela A.1 – Teste de Hausman para Efeitos Fixos x Efeitos Aleatórios.

	Modelo (1)				Modelo (2)			
	Efeitos Fixos (b)	Efeitos Aleatórios (B)	(b-B) Diferença	sqrt(diag(V _b -V _B)) S.E.	Efeitos Fixos (b)	Efeitos Aleatórios (B)	(b-B) Diferença	sqrt(diag(V _b -V _B)) S.E.
<i>pvreel</i>	0.1130	0.1244	0.0114	0.0205	0.2430	0.2146	0.0284	0.1449
<i>incumbent</i>	0.0121	0.0120	0.0001	0.0028	0.0082	0.0168	0.0086	0.0210
<i>partidore</i>	0.0013	0.0058	0.0045	0.0034	0.0394	0.0629	0.0235	0.0250
<i>apoio</i>	0.0007	0.0010	0.0018	0.0024	0.0510	0.0619	0.0108	0.0183
<i>dpfp</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>ppfp</i>	0.0313	0.0211	0.0102	0.0129	0.0510	0.0385	0.0124	0.0891
<i>ppfv</i>	0.0722	0.0738	0.0016	0.0133	0.2215	0.1433	0.0782	0.0993
<i>dpjp</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>ppjp</i>	0.0064	0.0200	0.0135	0.0129	0.0189	0.0233	0.0422	0.0944
<i>ppjv</i>	0.0851	0.0921	0.0070	0.0333	0.1079	0.2181	0.3260	0.2458
<i>pihpc</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0000	-0.0001	0.0000
<i>gastos</i>	0.0125	0.0126	0.0251	0.0124	0.0443	0.0646	0.0203	0.0676
<i>D₆</i>	0.1193	0.0175	0.1018	0.0648	0.2937	0.0536	0.2401	0.3344
chi2(10) = 13.04				chi2(10) = 10.01				
Prob>chi2 = 0.2215				Prob>chi2 = 0.4395				

Elaboração Própria. Estimação feita com Fortaleza na amostra.

H0: Efeitos Aleatórios.

Tabela A.2 – Teste LM de Breush Pagan.

	Modelo (1)		Modelo (2)	
	Var	sd = sqrt(Var)	Var	sd = sqrt(Var)
Var.Dependente	0.0205	0.1432	0.1283	0.3582
e	0.0048	0.0690	0.0972	0.3118
u	0.0105	0.1022	0.0063	0.0794
Test:Var(u) = 0		Test:Var(u) = 0		
chibar2(01) = 69.81		chibar2(01) = 0.81		
Prob>chi2 = 0.0000		Prob > chibar2 = 0.1838		

Elaboração Própria. Estimação feita com Fortaleza na amostra.

H0: Modelo Pooled

Tabela A.3 – Teste de Hausman para Endogeneidade.

	Modelo (1)				Modelo (2)			
	V.I(b)	Efeitos Aleatórios (B)	(b-B) Diferença	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.	V.I(b)	Pooled (B)	(b-B) Diferença	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
<i>pvreel</i>	0.2150	0.1244	0.0906	0.0834	0.0759	0.1085	0.0326	0.6585
<i>incumbent</i>	0.0129	0.0120	0.0250	0.0089	0.0292	0.0098	0.0390	0.1402
<i>partidoreel</i>	0.0234	0.0058	0.0292	0.0140	0.0644	0.0087	0.0731	0.2556
<i>apoiopol</i>	0.0019	0.0010	0.0030	.	0.0044	0.0011	0.0055	0.0461
<i>dppf</i>	0.0000	0.0000	0.0000	.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>ppfp</i>	0.0251	0.0211	0.0039	.	0.0166	0.0112	0.0054	0.0121
<i>ppfv</i>	0.0607	0.0738	0.0131	.	0.0794	0.0748	0.0047	0.0422
<i>dpjp</i>	0.0000	0.0000	0.0000	.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>ppjp</i>	0.0326	0.0200	0.0126	.	0.0576	0.0398	0.0178	0.0449
<i>ppjv</i>	0.1022	0.0921	0.0101	.	0.0530	0.0766	0.0236	0.0551
<i>pibpc</i>	0.0000	0.0000	0.0000	.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>gastos</i>	0.0127	0.0126	0.0001	.	0.0195	0.0198	0.0003	0.0011
<i>D₂</i>	0.1135	0.0946	0.0188	.	0.1211	0.0956	0.0255	0.1186
<i>D₃</i>	0.0208	0.0207	0.0001	.	0.0281	0.0195	0.0087	0.0110
<i>D₄</i>	0.0974	0.1066	0.0092	.	0.1107	0.1073	0.0034	0.0391
<i>D₅</i>	0.0246	0.0248	0.0002	.	0.0265	0.0255	0.0010	0.0126
<i>D₆</i>	0.0160	0.0175	0.0016	.	0.0139	0.0100	0.0039	0.0083
<i>D₇</i>	0.0504	0.0460	0.0043	.	0.0673	0.0703	0.0030	0.0178
<i>D₈</i>	0.0997	0.0962	0.0035	.	0.1053	0.0950	0.0103	0.0425
chi2(16) = 4.52					chi2(3) = 0.63			
Prob>chi2 = 0.9977					Prob>chi2 = 0.8887			

Elaboração Própria. Estimação feita com Fortaleza na amostra. Nota: V.I = Estimação com variável instrumental.

H0: Efeitos Aleatórios.

Tabela A.4 – Teste LM de Breush Pagan.

	Modelo (1)		Modelo (2)	
	Var	sd = sqrt(Var)	Var	sd = sqrt(Var)
<i>lnidso</i>	0.0199	0.1409	0.1270	0.3564
<i>e</i>	0.0048	0.0691	0.0981	0.3131
<i>u</i>	0.0097	0.0985	0.0030	0.0544
Var(u) = 0			Var(u) = 0	
Chibar2(01) = 65.84			chibar2(01) = 2.28	
Prob > chibar2 = 0.000			Prob > chibar2 = 0.0657	

Elaboração Própria. Estimação feita sem Fortaleza na amostra.

H0: Modelo Pooled

Tabela A.5 – Teste de Hausman para Efeitos Fixos x Efeitos Aleatórios.

	Modelo (1)				Modelo (2)			
	Efeitos Fixos (b)	Efeitos Aleatórios (B)	(b-B) Diferença	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.	Efeitos Fixos (b)	Efeitos Aleatórios (B)	(b-B) Diferença	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
<i>pvreel</i>	0.1082	0.1239	0.0158	0.0209	0.2917	0.2781	0.0136	0.1461
<i>incumbent</i>	0.0123	0.0118	0.0005	0.0028	0.0025	0.0215	0.0191	0.0217
<i>partidoreel</i>	0.0010	0.0058	0.0048	0.0035	0.0370	0.0572	0.0202	0.0260
<i>apoiopol</i>	0.0019	0.0058	0.0039	0.0076	0.0394	0.0189	0.0584	0.0451
<i>dppp</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>ppfp</i>	0.0318	0.0210	0.0108	0.0132	0.0616	0.0543	0.0073	0.0917
<i>ppfv</i>	0.0716	0.0769	0.0053	0.0134	0.1866	0.1452	0.0414	0.1010
<i>dppp</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>ppjp</i>	0.0064	0.0151	0.0087	0.0132	0.0110	0.0169	0.0280	0.0971
<i>ppjv</i>	0.0903	0.0773	0.0130	0.0347	0.2165	0.2111	0.4277	0.2562
<i>pibpc</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0000	-0.0001	0.0000
<i>gastos</i>	0.0173	0.0246	0.0420	0.0158	0.1404	0.0656	0.2060	0.0848
<i>D₇</i>	0.1112	0.0477	0.0635	0.0635	0.3792	0.2228	0.1564	0.3455
chi2(10) = 12.81					chi2(10) = 12.94			
Prob>chi2 = 0.2344					Prob>chi2 = 0.227			

Elaboração Própria. Estimação feita sem Fortaleza na amostra.

H0: Efeitos Aleatórios.

Tabela A.6 – Teste de Hausman para Endogeneidade.

	Modelo (1)				Modelo (2)			
	V.I(b)	Efeitos Aleatórios (B)	(b-B) Diferença	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.	V.I(b)	Pooled (B)	(b-B) Diferença	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
<i>pvreel</i>	0.2265	0.1239	0.1026	0.0838	0.1035	0.1050	0.2086	0.6873
<i>incumbent</i>	0.0139	0.0118	0.0257	0.0099	0.0053	0.0092	0.0145	0.1263
<i>partidoreel</i>	0.0246	0.0058	0.0305	0.0156	0.0144	0.0080	0.0224	0.2469
<i>apoiopol</i>	0.0029	0.0058	0.0029	.	0.0058	0.0050	0.0008	0.0134
<i>dpfp</i>	0.0000	0.0000	0.0000	.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>ppfp</i>	0.0251	0.0210	0.0042	.	0.0182	0.0115	0.0067	0.0081
<i>ppfv</i>	0.0641	0.0769	0.0128	.	0.0990	0.0840	0.0150	0.0362
<i>dpjp</i>	0.0000	0.0000	0.0000	.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>ppjp</i>	0.0273	0.0151	0.0121	.	0.0412	0.0291	0.0120	0.0282
<i>ppjv</i>	0.0877	0.0773	0.0104	.	0.0352	0.0707	0.0355	0.0444
<i>pibpc</i>	0.0000	0.0000	0.0000	.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>gastos</i>	0.0250	0.0246	0.0003	.	0.0348	0.0335	0.0013	0.0021
<i>D₂</i>	0.1218	0.0999	0.0219	.	0.1004	0.1016	0.0012	0.1361
<i>D₃</i>	0.0136	0.0158	0.0022	.	0.0257	0.0131	0.0126	0.0264
<i>D₄</i>	0.0951	0.1068	0.0117	.	0.1221	0.1074	0.0147	0.0533
<i>D₅</i>	0.0231	0.0244	0.0013	.	0.0236	0.0249	0.0012	0.0016
<i>D₆</i>	0.0251	0.0247	0.0003	.	0.0306	0.0257	0.0048	0.0164
<i>D₇</i>	0.0524	0.0477	0.0047	.	0.0620	0.0593	0.0027	0.0241
<i>D₈</i>	0.0946	0.0919	0.0027	.	0.0914	0.0887	0.0027	0.0267
chi2(16) = 3.98 Prob>chi2 = 0.9989					chi2(3) = 0.99 Prob>chi2 = 0.8037			

Elaboração Própria. Estimação feita sem Fortaleza na amostra. Nota: V.I = Estimação com variável instrumental.

H0: Efeitos Aleatórios.

APENDICE B

Tabela B.1– Média, erro padrão e intervalo de confiança das variáveis explicativas.

Variáveis	Média	Erro Padrão	95% do Intervalo de Confiança	
	0.5010722	0.0088993	0.4835661	0.5185783
	0.0256365	0.0548893	-0.0823381	0.1336112
	0.0110093	0.0548272	-0.0968431	0.1188617
	-0.0225082	0.0540757	-0.1288823	0.0838659
	2122.966	290.3816	1551.746	2694.186
	0.3449412	0.0176292	0.3102622	0.3796202
	0.3108437	0.0123783	0.286494	0.3351934
	5852.985	861.6985	4157.907	7548.062
	0.2116284	0.0165486	0.179075	0.2441817
	0.0407689	0.004861	0.0312068	0.0503311
	4272.614	146.9345	3983.574	4561.654
	0.0057339	0.0560006	-0.1044269	0.1158947

Elaboração Própria. Obtidos com Fortaleza na amostra.

Tabela B.2– Média, erro padrão e intervalo de confiança das variáveis explicativas.

Variáveis	Média	Erro Padrão	95% do Intervalo de Confiança	
	0.5016681	0.008943	0.4840757	0.5192606
	0.0257511	0.0550558	-0.0825535	0.1340556
	0.0110539	0.0549928	-0.0971269	0.1192346
	0.0046725	0.0554109	-0.1043307	0.1136756
	2124.342	292.1369	1549.657	2699.028
	0.3466298	0.0176935	0.3118236	0.381436
	0.3104798	0.0124503	0.2859877	0.3349718
	5753.091	858.6782	4063.918	7442.265
	0.210352	0.0165253	0.1778438	0.2428602
	0.0398909	0.0048502	0.0303497	0.0494322
	4225.354	143.8539	3942.368	4508.34
	0.0115307	0.0559887	-0.0986091	0.1216705

Elaboração Própria. Obtidos sem Fortaleza na amostra.

ANEXO A – Os Índices de Desenvolvimento Social

Áreas	IDS-O	IDS-R
Educação	Proporção de professores do ensino fundamental com grau de formação superior;	Taxa de escolarização no ensino fundamental;
	Proporção de professores do ensino médio com grau de formação superior;	Taxa de escolarização no ensino médio; e
	Relação bibliotecas, salas de leitura e laboratórios de informática por escola pública;	Taxa de aprovação na 4ª série;
	Relação equipamentos de informática por escola pública.	-
Saúde	Proporção de gestantes assistidas no 1º trimestre de gravidez;	Taxa de mortalidade infantil; e
	Proporção de crianças menores de 2 anos acompanhadas;	Taxa de internação por AVC.
	Proporção da população coberta pelo Programa de Saúde da Família (PSF).	-
Condições de Moradia	Taxa de cobertura de abastecimento de água urbano;	Proporção de moradores de domicílios urbanos com abastecimento de água;
	Taxa de cobertura de esgotamento sanitário urbano.	Proporção de moradores de domicílios urbanos com esgotamento sanitário.
Emprego e renda	Relação de matrículas no ensino médio pela matrícula total;	Consumo residencial médio de energia elétrica;
	Profissionais de saúde por mil habitantes;	Índice de qualidade do emprego formal;
	Relação da malha rodoviária pavimentada pela área do município.	Tamanho médio dos estabelecimentos.
Desenvolvimento rural	Valor médio do crédito rural;	Valor bruto da produção agropecuária por estabelecimento rural;
	Produtores assistidos por estabelecimento.	Proporção do consumo de energia elétrica no meio rural.

Fonte: Holanda (2004). Elaboração Própria.

MERCADO DE TRABALHO SECUNDÁRIO NA REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA: UMA ANÁLISE DOS ANOS DE 2009 E 2015

Daniel Tomaz de Sousa*

Francisco Germano Carvalho Lúcio **

Maria Adreciana Silva de Aguiar ***

Priscila Silva Rodrigues ****

RESUMO

O mercado de trabalho secundário é composto por indivíduos que além de sua ocupação principal, possuem um ou mais trabalhos adicionais. Este artigo objetiva caracterizar os trabalhadores inseridos neste mercado, confrontando suas características com aqueles que possuem apenas uma ocupação e analisar os determinantes de participação. Para tanto, utilizou-se dados da PED/Fortaleza de 2009 e 2015. São estimados um modelo probit de participação e uma equação de rendimentos com correção de seletividade amostral, além da análise descritiva da amostra. Os resultados apontam que os *moonlighters* (indivíduos com ocupação adicional) apresentam níveis educacionais mais elevados. Apontam ainda que passam menos horas semanais no emprego principal, além do fato de apresentarem vantagens salariais na ocupação principal. Dentre os motivos que afetam positivamente a participação no mercado secundário destaca-se os níveis elevados de educação, ser do sexo feminino, ser chefe de família. Já as variáveis referentes a horas dispendidas no trabalho principal, tamanho da família e ser branco, por outro lado, influenciam de forma negativa o indivíduo a participar do mercado secundário. Os resultados do modelo *minceriano* para o log do rendimento/hora da ocupação adicional seguiram as linhas gerais da teoria.

Palavras-Chave: Mercado secundário. Ocupação adicional. Moonlighter. Probit.

ABSTRACT

The secondary labor market is composed of individuals who in addition to their main occupation, have one or more additional jobs. This article aims to characterize the workers belonging at secondary market, comparing its features with those who have only one occupation and analyze the determinants of participation. We used data from PED/Fortaleza regarding to 2009 and 2015. Was estimated a probit model of participation and an equation

* Mestrando em Economia - CAEN/UFC. daniel25tomaz@gmail.com Telefone: (85) 988321503

**Mestrando em Economia - CAEN/UFC. germanocarvalho15@hotmail.com

***Mestranda em Economia - CAEN/UFC. adreciane@gmail.com

****Mestranda em Economia - CAEN/UFC. psilinhag12@gmail.com

of earnings with sample selectivity correction, in addition the descriptive analysis of the sample. The results show that the moonlighters have higher educational levels, spends less hours per week in main job and have wage benefits in the main occupation. Among the reasons that positively affect participation in the secondary market stands out the high levels of education, being female and householder. The other hand, the variables relating to hours spent in the main work, family size and be white shows influence negatively the individual to participate in the secondary market. The results of mincerian model to the log of income per hour of additional occupation followed the outline of the theory. Keywords: Political Competition, Interest Groups, Public Services.

1 INTRODUÇÃO

Diz-se que uma pessoa que tem mais de uma ocupação (duas ou mais) pertence ao mercado de trabalho secundário¹. Embora pesquisas demonstrem que estes trabalhadores representam uma parcela expressiva da força de trabalho², há poucas referências na literatura nacional, em especial pesquisas em regiões específicas do país que abordem esta parcela de indivíduos. Então, pouco se sabe dos motivos que levam as pessoas a participarem deste mercado.

Em geral, as pesquisas em economia do trabalho centram-se na participação do mercado per si, sem distinção entre mercado de ocupações principais ou secundárias. Apesar de haver uma literatura internacional consolidada, na qual destaca-se Shishko e Rostker (1976), Conway e Kimmel (1998), Bell, Hart e Wright (1997), Panos, Pouliakas e Zangelidis (2011), por exemplo, que trata de questões relativas ao mercado secundário, há uma lacuna na literatura nacional sobre esta temática. Na literatura supracitada tem-se destacado os seguintes motivos que justificam a entrada neste mercado: restrição de horas no trabalho principal, heterogeneidade dos postos de trabalho e insegurança no trabalho principal.

Para Shishko e Rostker (1976) o desejo de trabalhar mais horas pode levar a pessoa a buscar uma fonte alternativa de trabalho, quando estas horas adicionais não estão disponíveis no emprego principal. Já para Bell, Hart e Wright (1997) a incerteza quanto a estabilidade do emprego principal pode também influenciar nessa inserção no mercado secundário, pois funcionaria como um meio de dirimir os riscos.

1. Nas demais seções quando o termo 'mercado secundário' for inserido, refere-se ao mercado de trabalho secundário ou mercado do segundo emprego ou ainda mercado do múltiplo emprego. É importante salientar isto, para que não haja confusão entre este e o setor secundário.

2. Alguns estudos para a Rússia (Guariglia; Kim, 2006 e Foley, 1997), por exemplo, mostram que em determinados anos cerca de 10% dos trabalhadores estavam inseridos no mercado do múltiplo emprego; para o Brasil, Casari e Bacha (2011) observaram taxas de até 4,41%.

A terceira abordagem concentra-se no modelo de trabalho heterogêneo considerado por Conway e Kimmel (1998) e é justificado quando o indivíduo realiza trabalhos com pouca variabilidade de funções e, por uma questão de aumento de satisfação e não por motivos pecuniários, busca outros trabalhos que gerem um maior nível de utilidade.

Apesar da existência dos modelos teóricos citados anteriormente nem sempre é possível estudá-los na prática. Tal impossibilidade decorre das limitações de dados disponíveis que acompanhem as escolhas ocupacionais dos indivíduos ao longo dos anos. Apesar de limitações metodológicas, a literatura tem conseguido testar vários dos modelos propostos via estimações de modelos de participação, modelos com dados censurados e, quando possível, análises dinâmicas.

Dentro destas perspectivas, este estudo tem como objetivo tentar preencher parte da lacuna existente na literatura nacional acerca do múltiplo emprego, caracterizando os trabalhadores que estão neste mercado além de verificar quais fatores contribuem para que os trabalhadores da Região Metropolitana de Fortaleza (RMF) busquem uma segunda ocupação e por fim analisar a formação do rendimento da ocupação adicional. Para atingir tais fins, serão usados dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) da RMF e estimados um modelo de participação no mercado do múltiplo emprego (probit) e uma equação de rendimentos, a la Mincer.

Este trabalho está dividido em mais 4 seções, além desta introdução. A próxima faz uma breve revisão de literatura sobre o tema. A seção 3 aborda questões metodológicas, e em seguida os resultados são discutidos, na seção 4. Na última seção são expostas as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Diversos trabalhos na literatura internacional abordam a questão do múltiplo emprego³, contudo pouco se sabe do comportamento deste mercado para dados brasileiros. As análises mais comuns na literatura são de modelos de participação e de oferta de horas. A seguir são expostas algumas das evidências empíricas.

Foley (1997) verificou um aumento acentuado na exploração do múltiplo emprego na Rússia, passando de 5,6% em 1992 para 10,1% em 1996. Além disso, encontrou que os homens, os residentes urbanos e indivíduos com nível de educação mais elevado são mais

3. Múltiplo emprego relaciona-se a mais de uma ocupação (duas ou mais), contudo a maioria dos estudos centra-se na análise do segundo emprego. Então, por vezes, será adotado tanto a terminologia 'múltiplo' quanto 'segundo emprego' para designar situações semelhantes e quando se fizer necessário, maiores detalhes serão expostos para que fique claro ao leitor.

propensos a participar do mercado de trabalho secundário.

Nos EUA os resultados de Kimmel e Conway (2001) sugerem que tanto a incapacidade de trabalhar horas suficientes no emprego principal e os benefícios não pecuniários associados ao segundo trabalho explicam a decisão de participar do mercado secundário, sendo que a restrição de horas no trabalho principal tem maior peso. Dentre os fatores que influenciam positivamente a decisão de participar do mercado de trabalho secundário, destacam-se, números de crianças, níveis elevados de educação, e indivíduos de raça não branca. Além disso, verificam que o moonlighter⁴ típico continua a ser um pouco mais pobre do que o trabalhador com apenas um emprego, apesar de trabalhar tempo integral no trabalho principal e parte em um segundo emprego que paga menos que o principal.

Reilly e Krstić (2003) estudaram o comportamento do segundo emprego na República Federal da Iugoslávia por meio de um modelo probit. Foram consideradas características individuais, familiares e do mercado de trabalho, como níveis exigidos de habilidade pelas ocupações e setor de atividade. Dentre alguns resultados encontrados, destacam-se, a maior participação de homens com média de 30 anos e indícios de fortes diferenças regionais (local de residência) e que trabalhadores de colarinho-branco⁵ são menos propensos a ter um segundo emprego, além do fato de que participar do setor privado influencia positivamente a participação no mercado do segundo emprego.

Böheim e Taylor (2004) descrevem a dinâmica do segundo emprego no Reino Unido nos anos 1990. Verificam que o segundo emprego é persistente ao longo do tempo, em torno de 10%, e os indivíduos permanecem pelo menos 2 anos nessa segunda ocupação. De acordo com o estudo os indivíduos que apresentam maior propensão a ter um segundo emprego são aqueles que desejam, ou estão dispostos a, trabalhar mais horas assim como aqueles com um maior nível de capital humano.

Analisando o múltiplo emprego na Rússia, Guariglia e Kim (2006) verificaram uma transitoriedade, ou seja, as pessoas passam pouco tempo neste segundo emprego ou, em alguns casos, há chance do segundo emprego tornar-se o principal. Ademais, a partir dos modelos estudados pelos autores, conclui-se que mulheres são mais propensas a ter ocupações adicionais, e que níveis elevados de educação reduzem a chance da entrada no mercado secundário, comportamento difere do resultado encontrado por Böheim e Taylor (2004) e de Foley (1997). Fatores regionais e características da ocupação principal também

4. Moonlighter é o termo usado na literatura internacional para designar o trabalhador que encontra-se alocado no mercado secundário.

5. Colarinho-branco refere-se aqui aos trabalhadores, nos quais suas profissões exigem maiores níveis de habilidades, por exemplo, cargos administrativos.

são relevantes na decisão de participação.

Panos, Pouliakas e Zangelidis (2011) estudam a dinâmica do duplo emprego no Reino Unido. Alguns dos resultados encontrados sugerem que os indivíduos que preferem trabalhar mais horas em seu trabalho principal são mais propensos a manter um segundo emprego em comparação com aqueles que se contentam com o seu estado atual de horas de trabalho. Ademais, quando os indivíduos recebem por suas horas extras, são menos propensos a ter um segundo emprego, assim como quando há perspectivas de promoção no seu trabalho principal.

No que concerne à literatura nacional, existe escassez de estudos nessa área. Destacam-se Menezes e Carrera-Fernandez (2003) e Casari e Bacha (2011).

Menezes e Carrera-Fernandez (2003) verificam que o contingente de pessoas com uma segunda ocupação para a Região Metropolitana de Salvador, doravante RMF, é expressivo. Dessa forma, estudaram a formação do rendimento da segunda ocupação além de analisarem os determinantes da participação dos trabalhadores no mercado secundário. Dentre os resultados tem-se que os trabalhadores mais propensos ao segundo emprego são as mulheres, os chefes de família e os assalariados, além do fato que buscam esse emprego adicional para complementar a renda, devido aos baixos ganhos do trabalho principal.

Já Casari e Bacha (2011) estudam o comportamento do mercado secundário no Brasil e estimam a oferta de horas para a segunda ocupação. Encontram que o fato de as ocupações serem heterogêneas aumenta a oferta, indicando presença de benefícios não pecuniários do trabalho. Estabilidade no trabalho principal e ser servidor público têm um efeito positivo na oferta. Dentre as variáveis que reduzem a oferta, destaca-se morar na zona urbana e em regiões metropolitanas. Esses impactos negativos podem sinalizar, de acordo com os autores, que os trabalhadores encontram nessas regiões empregos que satisfaçam suas necessidades e preferências.

Não há uma literatura consolidada sobre a temática do múltiplo emprego no Brasil, dessa forma este trabalho visa ampliar os resultados nesta área, descrevendo o perfil do moonlighter e verificando o que leva o trabalhador da RMF a buscar uma segunda ocupação. Este estudo não tem a presunção de encerrar os estudos sobre o mercado de trabalho secundário no país tendo em vista tanto a especificidade reconhecida pelo recorte proposto quanto a dimensão e importância do tema. Então, diferentes recortes geográficos e/ou abordagens podem ainda ser amplamente discutidos potencializando pesquisas futuras.

3 METODOLOGIA

Nesta seção serão abordadas a fonte e a forma de organização dos dados utilizados na pesquisa, além dos modelos econométricos selecionados para fazer inferências.

3.1 Bases de dados

Os dados utilizados nesta pesquisa são provenientes da Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED na Região Metropolitana de Fortaleza, realizada pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação SEADE) e pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE), com divulgação mensal, desde 2009.

A PED tem caráter domiciliar e serve de base para o acompanhamento da evolução do mercado de trabalho metropolitano. Dadas essas características, a PED foi escolhida por divulgar dentre as suas diversas variáveis algumas que caracterizam os indivíduos que estão inseridos no mercado de trabalho secundário (o grupo de indivíduos estudados está, necessariamente, ocupado).

Para ter um grau de comparação entre as PEDs/Fortaleza, dois anos foram escolhidos para a análise, a saber, o primeiro ano de sua publicação, 2009 e o ano mais recente de divulgação dos dados, 2015.

As variáveis utilizadas foram escolhidas de acordo com a sua relevância para explicar tanto a participação no mercado de trabalho secundário, quanto a formação do rendimento do trabalho adicional, objetos do presente estudo.

O quadro 1 a seguir explicita as variáveis adotadas e suas descrições.

Quadro 1: Descrição das variáveis

Dependentes	
Adicional (Adic)	Igual a 1 se a pessoa participa do mercado de trabalho secundário, 0 caso contrário.
Logaritmo natural do rendimento/hora da ocupação adicional (ln w)1	Ganho por hora da ocupação adicional.
Independentes	
Características Individuais	
Educação	Para indicar a educação do indivíduo, foram criadas variáveis dummies para as seguintes categorias: fundamental incompleto e completo, médio incompleto e completo, superior incompleto e completo. O grupo base são as pessoas sem educação (analfabetos e sem escolaridade).
Sexo	Igual a 1 se o indivíduo for do sexo masculino, 0 se for do sexo feminino.
Cor	Igual a 1 se o indivíduo for branco, 0 caso contrário.
Idade	Idade medida em anos
Idade2	Termo quadrático da idade
Características Geográficas	
Migrante	Igual a 1 se indivíduo for migrante, 0 caso contrário.
Fortaleza	Igual a 1 se indivíduo reside em Fortaleza, 0 se reside em outro município da RMF.
Características do Trabalho Principal	
Estabilidade	Tempo de permanência na ocupação principal, medida em meses.
Horas no Trabalho Principal	Horas semanais despendidas na ocupação principal.
Renda do Trabalho Principal	Renda recebida na ocupação principal
Características da Família	
Tamanho da Família	Número de componentes da família
Chefe	Igual a 1 se a pessoa é chefe de família, e 0 caso ocupe outra posição na família.

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria.

Os seguintes filtros foram aplicados a base para torná-la mais homogênea possível: foram excluídos os indivíduos que não declaram cor, condição de migração, nível educacional, idade. Após tratada a base de 2009 possui 72.335 observações, sendo que os ocupados representam 48,3% (34.999) dos indivíduos. Do total de indivíduos ocupados, 8,26% possuem ocupação adicional (2.893 indivíduos). A base de 2015, pós-tratamento dos dados, possui 56.825 observações, sendo 27.903 estão ocupados. E do total de ocupados, 4,2% (1.182 indivíduos) possuem ocupação adicional. Estes percentuais corroboram a relevância da ocupação adicional no mercado de trabalho da RMF.

3.2 Participação no mercado de trabalho secundário e formação do rendimento adicional

Para atingir o primeiro objetivo do trabalho é necessário estimar um modelo de participação no mercado secundário. Seguindo parte do procedimento metodológico de Kimmel e Conway (1998) estima-se a seguinte equação:

$$(1) \text{Adic}_i^* = X_i' \beta_i + \varepsilon_i$$

Onde Adic_i^* é a variável latente que designa a participação. Tem-se que a Adic_i^* é não observada, entretanto seu sinal determinará o valor da variável binária observada Adic_i , da seguinte forma:

$$\text{Adic}_i = \begin{cases} 1 & \text{se } \text{Adic}_i^* > 0 \\ 0 & \text{se } \text{Adic}_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Será usado um modelo *probit* para computar a probabilidade do indivíduo participar do mercado de trabalho secundário. Dado o conjunto de variáveis explicativas (X_i), que é composto por grupos que caracterizam aspectos individuais, geográficos, do trabalho principal e da família, a probabilidade pode ser descrita da seguinte forma:

$$(2) \Pr(\text{Adic} = 1) = \Pr(X_i' \beta_i + \varepsilon_i > 0) = \Pr(\varepsilon_i > -X_i' \beta_i) = \Pr(\varepsilon_i < X_i' \beta_i) = \Phi(X_i' \beta_i)$$

Onde $\Phi(X_i' \beta_i)$ é a função cumulativa da distribuição normal padrão.

Para complementar a análise do mercado do segundo emprego na RMF, estima-se uma equação de rendimentos, seguindo o arcabouço teórico de Mincer (1974). É comum em análises de equações de rendimentos, presença de viés de seletividade amostral (Heckman, 1979), que é justificado quando os pesquisadores acabam por escolher apenas a parcela ocupada da amostra (ou de outro grupo específico que se queira estudar), sem levar em conta que o agente pode escolher participar ou não do mercado de trabalho dado um salário de reserva.

Para solucionar o problema de seletividade amostral é adotado o procedimento de Heckman (1979) em dois estágios. Este consiste na estimação de um modelo de participação no mercado de trabalho secundário (modelo descrito anteriormente) e a partir dele extrair a razão inversa de Mills, que posteriormente é usada como regressor na equação de salários. Caso haja significância estatística do coeficiente da razão inversa de Mills, isto indica que há problema de seletividade amostral e que uma vez desconsiderado prejudica as estimações.

A equação de rendimentos a ser estimada é:

$$(3) \ln w_i = Z_i' \beta_i + u_i$$

Onde $\ln w$ é o logaritmo natural do rendimento/hora do trabalho adicional e o vetor de variáveis independentes, composto pelo mesmo conjunto de variáveis explicativas⁶ do modelo *probit*, sendo adicionado a razão inversa de Mills para corrigir o problema de seletividade amostral.

O quadro 2 a seguir sintetiza o procedimento econométrico adotado, em três fases.

Quadro 2: Resumo do procedimento econométrico

Passo 1: Estimar o modelo de participação no mercado de trabalho secundário;
Passo 2: Extrair a razão inversa de Mills do modelo <i>probit</i> anteriormente estimado;
Passo 3: Usar a razão inversa de Mills como regressor adicional na equação de rendimentos.

Fonte: Elaboração própria.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção tem como objetivo apresentar a análise descritiva dos dados e os resultados econométricos do modelo de participação no mercado de trabalho secundário e da formação do rendimento adicional.

4.1 Análise descritiva

As tabelas de 1 a 3 comparam algumas características entre os indivíduos pertencentes ao mercado de trabalho secundário e aqueles que possuem apenas uma ocupação na

6. O conjunto de variáveis de ambos os modelos são os mesmos, contudo algumas variáveis são omitidas em um dos modelos. Por exemplo, o termo quadrático da idade é omitido do modelo *probit* e a renda do trabalho principal é omitida da equação *minceriana*.

RMF. Este exercício de comparação é feito para ambos os anos em análise, 2009 e 2015.

Tabela 1: Proporção das variáveis Sexo, Cor, Migrante, Fortaleza e Chefe

Variáveis	Com ocupação adicional		Sem ocupação adicional	
	2009 (%)	2015 (%)	2009 (%)	2015 (%)
Sexo	51,8	49,7	54,3	55,6
Cor	34,2	20,1	31,3	15,2
Migrante	49,7	38,4	42,6	33,2
Fortaleza	80	75,8	75,8	72
Chefe	52,1	58,2	45,2	48,7

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria.

A partir da tabela 1 nota-se que em 2009 os homens constituem maior parte dos ocupados em ambos os mercados. Entretanto, em 2015 a maioria é observada somente para aqueles que sem ocupação adicional, pois houve uma pequena redução nos moonlighters onde apenas 49,7% da amostra de pessoas com emprego adicional são homens.

No que diz respeito a raça/cor, os brancos são minoria em ambos os mercados, em torno de 1/3 em 2009. Na comparação dos anos, 2015 apresenta uma redução em ambos os mercados, apresentando aproximadamente 20% daqueles com ocupação adicional e 15% daqueles com somente uma ocupação. Característica comum para dados brasileiros, onde há uma maior miscigenação

Em 2009, 49,7% das pessoas com ocupação adicional eram migrantes, e esta taxa caiu para 38,4% em 2015. Houve redução de aproximadamente 11 pontos percentuais (p.p.) na taxa de migrantes das pessoas sem trabalho adicional. Ainda em relação aos componentes geográficos, nota-se uma diminuição no percentual das pessoas que são residentes em Fortaleza, tanto para o mercado secundário como para aqueles com apenas uma ocupação, sendo que no mercado sem ocupação adicional a redução foi de aproximadamente 4 p.p. e no mercado de trabalho com ocupação adicional essa diferença foi de aproximadamente 6 p.p.

A proporção de chefes de família aumentou em ambos os mercados. Passou de 52,1% em 2009 para 58,2% em 2015 havendo aí um acréscimo aproximado de 6 p.p de chefes de família no mercado de trabalho adicional. Já para aqueles com apenas uma ocupação o aumento apresentado foi mais modesto, algo em torno de 3 p.p.

A tabela 2 evidencia a análise das dummies dos níveis educacionais, nota-se que para as pessoas sem ocupação adicional, as mudanças foram menores quando comparados os anos. Apenas as dummies para Médio Completo (passou de 34,1% em 2009 para 41,5%

em 2015) sofreram um aumento expressivo, e o número de pessoas sem educação e com fundamental incompleto, sofre uma queda.

Tabela 2: Proporção dos níveis de educação

Variáveis	Com ocupação adicional		Sem ocupação adicional	
	2009 (%)	2015 (%)	2009 (%)	2015 (%)
Sem educação	4,6	4,2	5,3	3,5
Fundamental Incompleto	25,9	21,2	29,2	22,1
Fundamental Completo	9,9	11,1	12	13,6
Médio Incompleto	5,39	6,7	6,7	6,4
Médio Completo	30	37,1	34,1	41,5
Superior Incompleto	5,46	3,9	4,5	4,4
Superior Completo	18	16	8,1	8,6

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria.

Agregando as pessoas com maiores níveis educacionais (Médio completo, superior incompleto e completo) estes representaram 53,46% das pessoas com ocupação adicional em 2009 e 57% em 2015. Isto indica que pessoas com maior nível de escolaridade têm uma maior participação no mercado de trabalho secundário. No mercado de trabalho sem ocupação adicional esse valor agregado é de 46,7 e 54,5% para os anos de 2009 e 2015, respectivamente.

Em ambas as situações, com/sem ocupação adicional, os níveis de pessoas com maior escolaridade inseridas no mercado de trabalho (se observado o valor agregado para médio completo, superior incompleto e completo) cresceram de 2009 para 2015. Porém o percentual de indivíduos com nível superior incompleto e completo no mercado de trabalho com ocupação adicional caiu se comparado os anos de 2009 e 2015, com uma diferença de 1,53 p.p. para pessoas com ensino superior incompleto e 2 p.p. para nível superior completo.

Analisando a caracterização das variáveis contínuas da pesquisa, de acordo com a tabela 3, para todos os casos, o rendimento bruto aumentou e, como esperado, o rendimento auferido na ocupação principal é superior ao da ocupação adicional. Nota-se também que os rendimentos da ocupação principal dos trabalhadores sem trabalho adicional são menores do que os daqueles que participam do mercado secundário.

Em relação a idade, as pessoas no mercado de trabalho e com segundo emprego, possuem uma média de idade mais elevada e com um menor desvio padrão se comparado com as pessoas sem ocupação adicional. O número médio do total de componentes familiares é similar para os dois casos e reduziu-se de 2009 para 2015.

Tabela 3: Caracterização das Variáveis Contínuas

Variável	Ano	Com ocupação adicional		Sem ocupação adicional	
		Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
Rendimento Bruto da Ocupação Principal	2009	919,11	1411,77	783,77	1.279,28
	2015	1.324,79	2.486,86	1.188,31	1.172,62
Rendimento Bruto da Ocupação Adicional	2009	490,85	1.257,08	-	-
	2015	740,93	1.417,68	-	-
Horas Semanais na Ocupação Principal	2009	37,02	19,47	42,3	19,34
	2015	37,1	16,05	41,4	14,7
Horas Semanais na Ocupação Adicional	2009	12,1	11,96	-	-
	2015	13,71	11,35	-	-
Idade	2009	37,07	11,36	36	12,86
	2015	39,65	11,89	37,35	12,75
Estabilidade	2009	66,68	88,11	63,08	89,98
	2015	68,93	91,03	61,89	85,07
Total de Membros Familiares	2009	3,85	1,66	3,96	1,73
	2015	3,32	1,38	3,57	1,47

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria.

A variável estabilidade apresenta média maior para aqueles que estão com ocupação adicional, havendo um aumento da média dos meses trabalhados comparando os anos de 2009 e 2015. Essa diferença de média na estabilidade do trabalhador pode advir do fato de que este trabalhador mesmo com mais tempo de trabalho principal ainda não esteja satisfeito com sua renda, buscando assim uma renda adicional, ou ainda, aquelas pessoas que estão mais estabilizadas podem buscar um segundo emprego procurando satisfação pessoal e não somente acréscimo de renda.

4.2 Participação no mercado secundário

Apesar de a análise descritiva ser fundamental, pelo fato de caracterizar toda a amostra, por meio dela não consegue-se isolar o efeito/impacto de cada variável no problema estudado. Para sanar tal problema, nesta subseção são estimados os modelos de participação e regressão salarial.

A Tabela 4 expõe os resultados acerca do modelo de participação dos indivíduos da RMF no mercado de trabalho secundário, tanto para 2009 quanto para 2015.

Os resultados para o ano de 2009 mostram que em consonância com a literatura, pessoas com níveis maiores de escolaridade (Superior incompleto ou completo) tem maiores chances de participar do mercado secundário, em comparação com aqueles sem escolaridade/analfabetos. O resultado da variável educação⁷ segue a mesma linha de Panos, Pouliakas

7. Há poucas evidências empíricas de uma relação negativa entre participar do mercado secundário e níveis elevados de educação, um exemplo desta relação negativa é o trabalho de Guariglia e Kim (2006) para dados da Rússia.

e Zangelidis (2011) e Böheim e Taylor (2004). Ainda no que concerne as características individuais, pessoas do sexo masculino são menos propensas a ter uma segunda ocupação.

Ser residente no Município de Fortaleza tem efeito positivo sobre as chances de participar do mercado secundário em 2009. Este resultado pode ser um indicativo que as pessoas residentes em Fortaleza possuem mais oportunidades de ter um emprego adicional (seja para complementar a renda, seja para satisfação pessoal).

Das características da ocupação principal, em 2009, apenas as horas trabalhadas obtiveram significância estatística, o sinal foi o esperado (negativo) e indica que quanto mais horas o trabalhador passa em sua ocupação principal menor a chance de ter uma segunda ocupação, resultado semelhante ao encontrado por Menezes e Carrera-Fernandez (2003) na Região Metropolitana de Salvador.

Tabela 4: Modelo Probit para Participação no Mercado Secundário

Variável Dependente: Adicional				
	2009		2015	
Variáveis Explicativas	Coefficiente	DP	Coefficiente	DP
Características Individuais				
Fundamental Incompleto	-0,0496	0,0577	-0,0572	0,0807
Fundamental Completo	-0,00731	0,0645	-0,0960	0,0867
Médio Incompleto	-0,0833	0,0752	-0,0312	0,0996
Médio Completo	0,0517	0,0587	-0,0588	0,0807
Superior Incompleto	0,219*	0,0760	-0,0316	0,109
Superior Completo	0,537*	0,0663	0,284*	0,0914
Sexo	-0,0906*	0,0264	-0,184*	0,0359
Cor	-0,0125	0,0254	0,0874**	0,0401
Idade	0,000538	0,00125	0,00364**	0,00152
Características da Família				
Tamanho da Família	-0,00858	0,00739	-0,0383*	0,0112
Chefe	0,222*	0,0288	0,246*	0,0385
Características Geográficas				
Migrante	0,0211	0,0246	0,0630***	0,0325
Fortaleza	0,0875*	0,0293	0,0560	0,0350
Características do Trabalho Principal				
Estabilidade	0,000019	0,000151	0,0000204	0,000195
Horas no Trabalho Principal	-0,00849*	0,000720	-0,00719*	0,00104
Renda do Trabalho Principal	-0,0000152	0,0000103	-0,0000137	0,0000139
Intercepto	-1,385*	0,0888	-1,624*	0,118
Número de observações	30348		26361	
Pseudo R2	0,0379		0,0315	

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria.

Notas: Níveis de significância: *1%, **5% e ***10%. DP: Desvio padrão.

Das características do grupo familiar, ser chefe da família aumenta a probabilidade de participação, resultado que segue a literatura, e pode ser explicado pelo fato do chefe da

família ser aquele responsável por todo um grupo de pessoas, assim aceitar/ter um emprego adicional pode gerar melhorias nas condições de vida da família.

Para o ano de 2015, a maioria dos resultados foram mantidos. As chances de participar no mercado secundário são maiores para ocupados com maior nível educacional. Brancos também são mais propensos a entrar neste mercado, e para este ano a variável Idade⁸ mostrou-se significativa e indica que quanto maior a idade também maior a chance de participar do mercado secundário. O resultado da variável idade pode indicar que com o passar dos anos e da aquisição de experiência, as pessoas acabam por se arriscar mais e buscar segundas ocupações que lhe possam oferecer um maior nível de utilidade, por exemplo.

O coeficiente da variável Sexo novamente apresenta o padrão de 2009, negativamente correlacionado com a chance de participar do mercado secundário, resultados que vão de encontro aos estudos nacionais de Casari e Bacha (2011)⁹ e de Menezes e Carrera-Fernandez (2003).

Ambas as variáveis geográficas possuem o sinal positivo, contudo para este recorte temporal ser residente em Fortaleza não demonstrou significância estatística. Entretanto, ser migrante aumenta a probabilidade de participar do mercado secundário, um resultado natural, pois os migrantes vêm em busca de melhorias de vida, de novas oportunidades e podem aceitar mais de um emprego.

Novamente, apenas a variável que indica o número de horas dispendidas no trabalho principal obteve resultado significativo para os dados de 2015, e pode ser interpretado como anteriormente. Tal comportamento serve para verificar de forma empírica o modelo de restrição de horas no trabalho principal proposto por Shishko e Rostker (1976), que diz que quanto mais horas passa-se no trabalho principal, menor a chance de buscar uma ocupação adicional.

Ainda para 2015 nota-se que quanto maior o tamanho da família¹⁰, menor a chance de participar do mercado de secundário e ser chefe de família impacta de forma positiva.

8 A variável idade é usada como proxy da experiência do indivíduo.

9. Casari e Bacha (2011) analisam a oferta de trabalho no mercado secundário, e o resultado para a variável de gênero indica que ser do sexo masculino reduz a oferta de horas no mercado.

10. Para compreender melhor este resultado deve-se analisar quem são esses componentes familiares, pois uma família numerosa tem propensão maior a ter um dos membros no mercado secundário, contudo se a maioria destes forem crianças pequenas, a chance acaba por diminuir. Para um resultado semelhante, ver Kimmel e Conway (2001).

4.3 Formação do rendimento da ocupação adicional

Expostos os resultados do modelo de participação, segue-se a análise com a formação do rendimento da ocupação adicional. O modelo proposto por Mincer (1974) é base para diversos estudos em economia, a partir dele tenta-se captar o efeito de um conjunto de variáveis explicativas sobre a variação média dos rendimentos. Neste estudo, é utilizado um modelo *minceriano* adaptado, onde além das variáveis de capital humano, são usados grupos de regressores que podem impactar os rendimentos. A tabela 5, a seguir, apresenta estes resultados.

Ambos os modelos foram estimados incorporando o termo para corrigir seletividade. No ano de 2009 a razão inversa de Mills é significativa e indica que há presença de viés de seletividade amostral e, caso este problema fosse desconsiderado, prejudicaria as estimativas.

Os coeficientes das dummies de educação foram estatisticamente significantes para os dados de 2009. Isso indica um incremento maior no rendimento/hora à medida que o nível de educação aumenta, fato estilizado dentro da teoria do capital humano. Para 2015, os coeficientes dos níveis fundamental (incompleto e completo) e médio incompleto não foram significativos. Contudo, os demais apresentaram tanto significância quanto o comportamento esperado, sendo os maiores incrementos no salário nos níveis mais elevados de educação.

Com respeito ao impacto da variável idade (usada como *proxy* para experiência do indivíduo), este se dá de forma não linear e de acordo com a literatura. Essa não linearidade é captada pelo termo quadrático da variável idade e aponta que os rendimentos aumentam com o aumento da experiência, contudo a taxas decrescentes.

Tabela 5: Equação de rendimento da ocupação adicional

Variável Dependente: Logaritmo natural do rendimento/hora da ocupação adicional		
	2009	2015
Variáveis Explicativas	Coeficiente	Coeficiente
Características Individuais		
Fundamental Incompleto	0,317** (0,132)	-0,00145 (0,182)
Fundamental Completo	0,546* (0,147)	0,304 (0,196)
Médio Incompleto	0,624* (0,173)	0,278 (0,226)
Médio Completo	0,934* (0,132)	0,414** (0,181)
Superior Incompleto	1,529* (0,170)	0,834* (0,246)
Superior Completo	2,098* (0,158)	1,235* (0,197)
Sexo	0,429* (0,0532)	0,335* (0,0742)
Cor	0,0888 (0,0565)	0,253* (0,091)
Idade	0,0484* (0,0140)	0,0179 (0,0176)
Idade2	-0,000601* (0,000173)	-0,000342 (0,000207)
Características Geográficas		
Migrante	0,113* (0,0549)	-0,0314 (0,0769)
Fortaleza	0,245*** (0,0684)	0,106 (0,0834)
Características do Trabalho Principal		
Estabilidade	0,00203* (0,00034)	0,00227* (0,00043)
Mills	0,611* (0,178)	-0,0149 (0,250)
Intercepto	-2,037* (0,491)	2,573* (0,712)
Número de observações	1829	899

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria.

Notas: Entre parênteses os erros-padrão. Níveis de significância: *1%, **5% e ***10%, respectivamente.

As variáveis indicativas de cor e sexo apresentam o comportamento esperado, ambos com sinais positivos, indicando um ganho salarial superior para homens e pessoas de cor branca, respectivamente.

Migrantes apresentam melhores rendimentos do que os não migrantes devido ao fato de buscarem melhores condições de emprego e melhores salários, deslocando-se das regiões menos favorecidas para regiões cujas economias se desenvolveram mais rapidamente. Assim como aqueles que residem em Fortaleza tem maiores rendimentos na ocupação adicional se comparados com os trabalhadores que residem em outro município da RMF.

Com relação a Estabilidade (número de meses na ocupação principal), esta impacta de forma positiva o rendimento, resultado semelhante ao encontrado por Carrera-Fernandez (2003). Os trabalhadores com uma maior estabilidade, ou seja, permanecem por mais tempo na ocupação principal, procuram novas oportunidades no mercado de trabalho e por isso conseguem aumentar seus rendimentos no trabalho adicional se comparados aos que trocam mais de trabalho principal com maior frequência.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo fazer um estudo sobre o mercado de trabalho secundário na Região Metropolitana de Fortaleza. A análise partiu de um modelo de participação onde foram analisados impactos na decisão de entrar no mercado e, além disso, estimou-se uma equação de salários, para verificar o comportamento da formação do rendimento dos trabalhadores inseridos neste mercado.

Da análise descritiva dos dados, verificou-se uma vantagem de rendimentos da ocupação principal para aqueles que estão inseridos no mercado secundário, e estes dedicam menos horas semanais de trabalho na ocupação principal se comparados com os demais. Outra característica interessante dos trabalhadores do mercado secundário é que eles possuem elevados níveis educacionais, o que impacta tanto em seus rendimentos principais quanto nos da ocupação adicional.

Dos fatores que determinam a participação no mercado secundário destaca-se ter educação elevada, principalmente superior completo que chega a aumentar as chances em 71,09% em 2009. Ser chefe de família, migrante e ser residente de Fortaleza também são fatores que influenciam de forma positiva a participação neste mercado. Por outro lado, ser do sexo masculino e o número de horas do emprego principal, reduzem as chances de participação.

No que diz respeito ao modelo *minceriano*, que explicita os fatores que afetam o rendimento, os resultados seguem as linhas gerais da literatura. Assim, tem-se que pessoas com altos níveis de educação têm maiores ganhos salariais, assim como migrantes, brancos e indivíduos do sexo masculino.

Espera-se que os resultados expostos no presente trabalho além de contribuírem para o avanço da literatura nacional do múltiplo emprego auxiliem de alguma forma no (re) desenho e/ou na avaliação de políticas públicas voltadas ao mercado de trabalho, sobretudo no que diz respeito às questões relacionadas ao mercado de trabalho secundário.

Tais auxílios às políticas públicas mostram-se como aspirações válidas na atualidade na medida em que se observa um esforço por parte do Estado em alterar as regras dos regimes e contratos de trabalho de forma a impactar em algumas variáveis consideradas como regressores nos modelos aqui desenvolvidos.

REFERÊNCIAS

BELL, D. N.; HART, R. A.; WRIGHT, R. E. **Multiple Job-holding as a “Hedge” against Unemployment**. Centre for Economic Policy Research Discussion Paper: No. 1626, 1997.

BÖHEIM, R.; TAYLOR, M. P. **And in the evening she’s a singer with the band – second jobs, plight or pleasure?** IZA Discussion Papers Series, nº 1081, 2004.

CASARI, P., BACHA, C. J. C. Oferta de trabalho no brasil: uma análise do segundo emprego. In: XXXVII Encontro Nacional de Economia Anpec, 2011, Foz do Iguaçu, (Paraná). **Anais do XXX-IX Encontro Nacional de Economia Anpec**, 2011.

CONWAY, K. S., KIMMEL, J. Male labor supply estimates and the decision to moonlight. **Labour Economics**, v 5, n. 2, p 135-166, 1998.

FOLEY, M. C. **Multiple Job Holding in Russia During Economic Transition**. Economic Growth Center, Yale University, CENTER DISCUSSION PAPER n. 781, 1997.

GUARIGLIA, A.; KIM, B. The dynamics of moonlighting in Russia. **Economics of Transition**, v. 14, n. 1, p. 1-45, 2006.

HECKMAN, J.J. Sample Selection Bias as a Specification Error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.

KIMMEL, J.; CONWAY, K.S. Who moonlights and why? Evidence from the SIPP. **Industrial Relations: A Journal of Economy and Society**, v. 40, n. 1, p. 89-120, 2001.

MENEZES, W. F.; CARRERA-FERNANDEZ, J. Necessidades e os condicionantes da segunda ocupação. **Análise Econômica**, v. 21, n. 39, p. 189-209, 2003.

MINCER, J. **Schooling, Experience and Earning**. New York: Columbia University Press, 1974. 152p.

PANOS, G. A.; POULIAKAS, K.; ZANGELIDIS, A. Multiple Job Holding as a Strategy for Skills Diversification and Labour Market Mobility. University of Essex CER **WorkingPaper**, n. 4, 2011.

REILLY, B.; KRSTIĆ, G. Employees and second-job holding in the Federal Republic of Yugoslavia. **Economics of Transition**, v. 11, n. 1, p. 93-122, 2003.

SHISHKO, R.; ROSTKER, B. The economics of multiple job holding. **The American Economic Review**, p. 298-308, 1976.

O CONTEXTO SOCIAL COMO DETERMINANTE DO TRABALHO PRECOCE NO CEARÁ

Juliane da Silva Ciríaco*

Otoniel Rodrigues dos Anjos Júnior**

Celina Santos de Oliveira***

RESUMO

O artigo analisa os determinantes do trabalho precoce no Ceará. Para tanto, utilizou-se o Modelo Logit Multinível, tendo como fonte de dados o Censo do Demográfico (2010). O uso desse método justifica-se pelo fato desta pesquisa procurar destacar os efeitos do contexto social onde essas crianças estão inseridas, além de se considerar características dos indivíduos já testadas pela literatura existente, como por exemplo, às relacionadas aos atributos pessoais e do lar. Em termos gerais, verificou-se que a oferta de trabalho precoce cearense está associada ao contexto social precário no qual as crianças estão inseridas representadas aqui pelo tamanho da população do município e pelas condições do mercado informal. Os dados apontam, ainda, uma relação positiva entre idade e inserção no mundo do trabalho, o fato de ter pais mais instruídos reduz as chances das crianças e dos adolescentes trabalharem. Por sua vez, as variáveis monoparental chefiadas por mulheres e o número de componentes da família, ambas, impactam positivamente na probabilidade de participação precoce da criança na força de trabalho. Por fim, o fato de morar na zona rural também contribui para o aumento dessa probabilidade.

Palavras-Chave: Contexto social. Trabalho Precoce. Ceará.

ABSTRACT

This paper analyzes the determinants of premature labor in Ceará. For this, we used the Logit Multilevel model, with the data source to the Census of Population (2010). The use of this method is justified by the fact that this research seek to highlight the effects of the social context in which these children were insert, in addition to considering characteristics of individuals already tested by existing literature, such as those related to personal attribu-

* Doutoranda em Economia pelo Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste da Universidade Federal do Ceará (CAEN-UFC). Fone (85) 88722413. E-mail: julianeciriac@hotmai.com.

** Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE-UFPB). Fone (83) 98860-3463. E-mail: pbdosanjos@hotmai.com.

*** Doutoranda em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE-UFPB). Fone (83) 98860-3463. E-mail: oli.celina@gmail.com.

tes and attributes of household. In general, it was find that the supply of premature labor in Ceará is associated with poor social context in which children were place, here, represented by size of the local population and the conditions of the informal market. The data show also positive relationship between age and insertion in the labor market, the fact that more educated parents reduces the chances of children and adolescents work. In turn, the variables single-parent households, headed by women, and the number of family components, both have positively impact on the likelihood of premature involvement of children in the workforce. Finally, the fact of living in the rural area also contributes to the increase this probability.

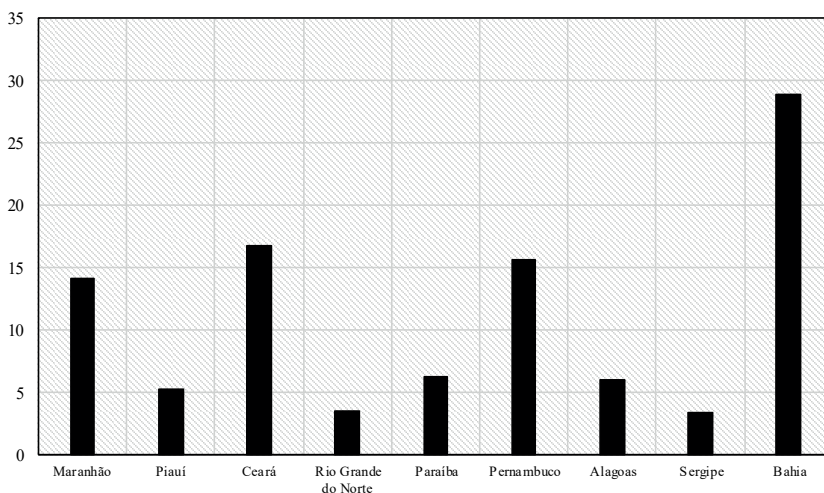
Keywords: Social Context. Premature Labor. Ceará.

1 INTRODUÇÃO

Crianças e adolescentes que estão no mercado de trabalho tem o desenvolvimento psicológico e individual prejudicado, além de contribuírem para a estagnação familiar e social, atingindo massivamente os países subdesenvolvidos e em processo de desenvolvimento.

A implantação do Estatuto da Criança e do Adolescente (ECA) no Brasil na década de noventa foi capaz de gerar relevantes reduções na incidência de tal modalidade de trabalho no país. Como informam Mesquita e Ramalho (2015), apesar da redução no número de crianças e adolescentes trabalhando nas últimas décadas, o problema ainda persiste em todos os Estados do país, principalmente nos Estados do Nordeste.

Gráfico 1: Participação do Trabalho Precoce por Estado no Nordeste, 2010 (%).



Fonte: Elaboração própria com base em microdados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Resultados expandidos para o universo.

Nota: 10 a 14 anos.

Mesmo diante dos avanços econômicos e sociais alcançados na economia cearense ao longo das últimas décadas, o Ceará ainda apresenta um expressivo contingente de trabalhadores entre 10 e 14 anos, representando o segundo lugar no ranking do Nordeste, com a participação de 16,78%.

No Estado do Ceará existem por volta de 24 mil (equivalente a 3%) crianças e adolescentes na respectiva faixa etária no mercado de trabalho, dessas, o maior contingente, aproximadamente 64%, estão localizados na área urbana, possivelmente devido a maior facilidade da criança ou adolescente ser absorvido em atividades informais que, de maneira geral, exigem baixa qualificação e que não exigem grande porte físico.

A relevância do tema em análise está no fato de que o trabalho precoce gera efeitos danosos sobre o aprendizado, saúde e renda futura das crianças e adolescentes envolvidos em tal processo. Nesse contexto, diversas pesquisas como Kassouf (1997, 1999), Cavalieri (2002), Emerson e Portela Souza (2005), Ponczek e Souza (2007), entre outras concordam que o trabalho precoce prejudica o aprendizado, aumenta a repetência e a desistência dos jovens trabalhadores.

A literatura em questão apresenta estudos enfatizando os mais diversos aspectos. São trabalhos que destacam a importância da renda ou da riqueza na decisão entre ofertar ou não trabalho na infância. Nesta ótica, acredita-se que a oferta de trabalho tem forte ligação com o baixo nível de renda e a estrutura familiar dos indivíduos, indicando que o declínio da renda familiar poderá aumentar a probabilidade da criança ou do adolescente entrar no mercado de trabalho precocemente e assim, prejudicando seu futuro no que diz respeito à educação, saúde e renda (SANTOS e KASSOUF, 2010; CACCIAMALI et al., 2010).

Tanto na ótica de Santos (2005) quanto de Kassouf (2002) o trabalho de crianças e adolescentes possui o poder de gerar determinado ciclo vicioso na pobreza, sendo assim, ao passo que se entra precocemente no mercado de trabalho, acaba-se por limitar as melhorias advindas do processo de qualificação, gerando expressivas reduções nas chances de receber maiores remunerações na fase adulta. Salienta-se que este fenômeno gerador de ciclos de pobreza possui o poder de se propagar entre diferentes gerações ao longo do tempo.

O fator intergeracional se manifesta ao passo que há relação inversa entre a escolaridade dos pais e a idade que os filhos começam a trabalhar. Dessa forma, quanto mais educação formal os pais detiverem menores as chances de seus filhos ofertarem trabalho infantil ou adolescente (KASSOUF, 1999).

Para Moreira *et al.*, (2014), a inserção rápida de crianças no mercado de trabalho

depende do fato delas estarem inseridas em ambientes rurais ou não. Na mesma pesquisa destacam que os meninos têm maiores chances de exercer atividades laborais comparativamente as meninas.

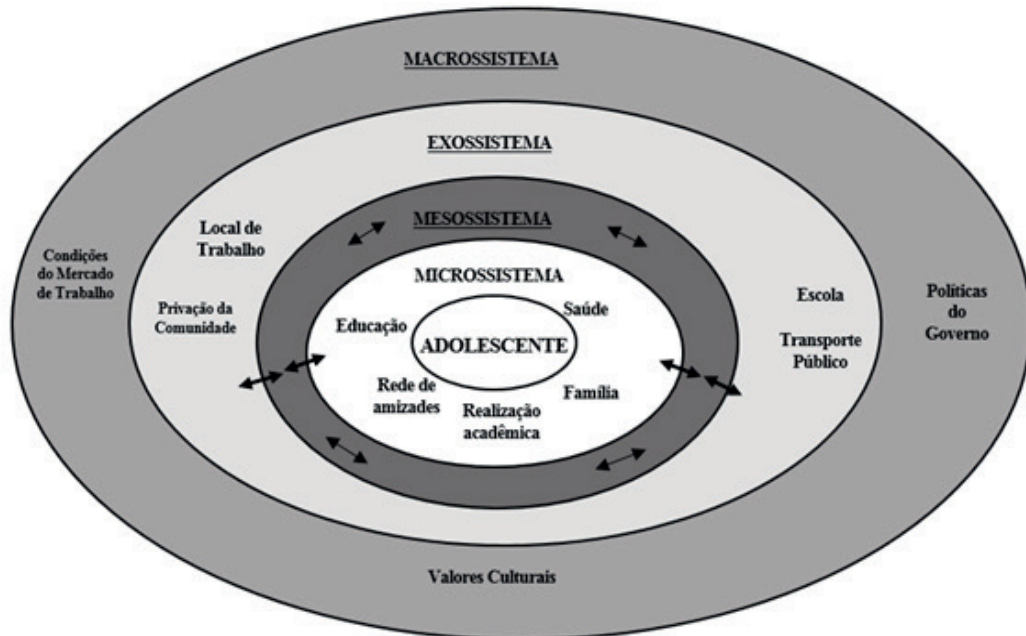
Na atual pesquisa, além de se considerar os fatores e características dos indivíduos já testados pela literatura acima, como por exemplo, as relacionadas aos atributos pessoais (gênero, idade e raça) e atributos do lar (tamanho da família e escolaridade do chefe) procura-se verificar qual o efeito do contexto social, no qual a criança ou o adolescente está inserido, sobre a decisão de ofertar ou não trabalho. Em tal análise, avalia-se o Estado do Ceará considerando, para tanto, dados do Censo Demográfico elaborado em 2010. Nessa perspectiva, acredita-se que a interação de crianças com demais agentes de sua comunidade, poderá causar influência sobre o seu bem-estar de diferentes formas e intensidades.

Como meio de captar esse efeito, utilizaram-se variáveis que representassem o mercado de trabalho e a desestruturação social ou bem-estar. O primeiro capta as características do mercado de trabalho onde a criança está localizada e o segundo, procura captar como as condições de estrutura socioeconômica que a criança ou o adolescente está inserido afetam as suas decisões.

Para a elaboração do presente estudo, optou-se por dividir a pesquisa em quatro partes, além desta introdução. Inicialmente, apresenta-se o modelo teórico de desenvolvimento humano exposto por Bronfenbrenner (1996). A próxima contempla a descrição, tratamento do banco de dados e a metodologia utilizada. A quarta seção reporta-se os principais resultados encontrados, ressaltando e discutindo os aspectos relevantes que culminam nas considerações finais.

2 MODELO TEÓRICO

A vulnerabilidade social de pessoas, famílias ou comunidades engloba um conjunto de características peculiar multidimensional associada com a privação de renda, a composição familiar, as condições de acesso e a qualidade do sistema educacional, a possibilidade de obter trabalho com qualidade e remuneração adequada, a existência de garantias legais e políticas governamentais. Embasado nisto, para se analisar a participação infanto-juvenil no mercado de trabalho, usa-se a abordagem teórica baseada no modelo de desenvolvimento humano de Bronfenbrenner (1996) e a sua exploração sobre microsistemas com interação progressivas mais complexas dos processos de desenvolvimento.

Figura 1: Ótica Sistêmica

Fonte: Adaptado pelos autores com base em Siraj et al.,(2014).

Assim como exposto na Figura 1, o modelo proposto abrange aspectos multidirecionados e inter-relacionados, que envolve combinações entre os diversos níveis de desenvolvimento à medida que afeta indivíduos, grupos e comunidades em planos distintos de seu bem-estar, de diferentes formas e intensidades. Estas combinações podem ser subdivididas em: *microsistema*, *mesossistema*, *exossistema*, *macrossistema*.

No *microsistema* os agentes encontram-se influenciados por características próximas, originadas do interior do indivíduo, de objetos e pessoas do contato local imediato, dada pela relação face a face, crucial para o relacionamento com o mundo social em que os processos se desenvolvem. Posteriormente têm-se o *mesossistema*, dado pelos elos e processos entre dois ou mais microsistemas. O *exossistema* compreende-se os ambientes que o indivíduo não participa, porém recebe influência indiretamente. Por fim, o *macrossistema* representa os valores culturais, ideologias e instituições, representando o núcleo mais amplo do ambiente ecológico.

Cabe destacar que a dimensão do “tempo” no que se refere ao ambiente de uma criança é um elemento fundamental, no qual atribui valor crucial às continuidades e descontinuidades na trajetória de vida, ao longo de um período. Desta forma, a análise do tempo, focaliza-se no indivíduo em relação aos acontecimentos de sua vida, desde os mais próximos até os mais distantes como grandes acontecimentos históricos (SIQUEIRA, 2009).

Diante deste ensejo, nesta pesquisa, assume-se a hipótese de que as condições em que cada agente está envolvido e se desenvolve condicionam o seu próprio processo de desenvolvimento, condicionados justamente pelos cenários mais próximos e imediatos em que tais agentes estão envolvidos.

3 ESTRATÉGIA METODOLÓGICA E BASE DE DADOS

3.1 Abordagem Hierárquica

Para maior entendimento sobre os fatores que afetam as chances dos indivíduos entre 10 e 14 anos ofertarem trabalho, considera-se nesta pesquisa, a influência simultânea das características de ordem individual (nível 1) e do contexto social onde os indivíduos estão inseridos (nível 2). Na qual, a variável independente é dicotômica, onde se atribui o valor de “um” para os indivíduos entre 10 a 14 anos, que na semana de referência do Censo de 2010 trabalhou ao menos 1 hora sendo remunerada em dinheiro, produtos, mercadorias ou benefícios, e “zero” caso contrário. Logo, a probabilidade de ocorrência do evento é dada por:

$$\eta_{ij} = \log \left(\frac{\Phi_{ij}}{1 - \Phi_{ij}} \right) e: \\ Pr(\text{Trabalho_Infantiljuvenil} = 1 / \beta) = \Phi_{ij},$$

é modelado por uma função de ligação logit, descrita como:

$$\eta_{ij} = \log \left(\frac{\Phi_{ij}}{1 - \Phi_{ij}} \right) = \beta_{oj} + \sum_q \beta_q X_{qij} + \xi_{ij} \quad (\text{nível 1}) \quad (1)$$

$$\beta_{oj} = \phi_{oo} + \sum_s \phi_{os} W_{sj} + r_{oj} \quad (\text{nível 2}) \quad (2)$$

$$\beta_{qj} = \phi_{qo} \quad (\text{nível 2}) \quad (3)$$

O subscrito i refere-se ao indivíduo e j o município ao qual este faz parte. Logo, β_{oj} representa o intercepto; X_{qij} é o valor associado as q variáveis incluídas no modelo; β_q é o efeito parcial das variáveis nas chances de ocorrência do evento e ξ_{ij} corresponde o termo de erro (do nível 1) com distribuição logística padronizada com média zero e variância igual a σ_ξ^2 .

No segundo nível, expresso pela equação 2, assume-se que o intercepto do nível 1, β_{oj} , varia aleatoriamente em todos os municípios, enquanto se admite inclinação igual para todas as unidades de nível 2 (ver equação 3), mudando somente o intercepto de cada unidade j , que é representada por $(\phi_{oo} + r_{oj})$. Logo, o intercepto está decomposto no valor médio global para todos os indivíduos (ϕ_{oo}) e pelo componente aleatório associado ao segundo

nível (r_{oj}). Substituindo a Equação (2) e (3), na (1), tem-se a equação (4) exposta a seguir:

$$\log\left(\frac{\Phi_{ij}}{1 - \Phi_{ij}}\right) = \phi_{oo} + \sum_s \phi_{os} W_{sj} + \sum_q \phi_{q} X_{qij} + \xi_{ij} r_{oj} \quad (4)$$

W_{sj} = valor associado as s variáveis associadas ao nível 2. Com, $r_{oj} \sim N(0, \sigma_{oo}^2)$.

Na abordagem hierárquica é conveniente, a estimação do modelo de baixo para cima, tendo como ponto de partida o Modelo Nulo. Usa-se o coeficiente de correlação intraclassa com o intuito de verificar se é justificável a inclusão do segundo nível. A métrica é representada por:

$$\rho_{logit} = \frac{\sigma_{oo}^2}{\sigma_{oo}^2 + \sigma_{\xi}^2} \quad 0 \leq \rho_{logit} \leq 1$$

No qual, σ_{oo}^2 representa a variância residual do nível 2, que por suposição é normalmente distribuída, enquanto $\sigma_{\xi}^2 = (\pi^2/3) = 3,29$ representa a variância residual do nível 1. O ρ_{logit} mensura a proporção da variância entre o grupo frente à variância total, ou seja, indica o quanto da variação observada na variável explicada pode ser atribuído às características no nível dos grupos¹, variando entre 0 e 1. Quanto mais próximo de zero, significa que os grupos entre si considerados são mais homogêneos, logo a comportamento do indivíduo independe do grupo que este frequenta, enquanto, quanto mais o ρ_{logit} se aproxima de 1 indica que variabilidade no padrão comportamental dos indivíduos nos grupos se deve basicamente às diferenças existentes entre esses grupos.

3.2 Construção do Modelo Multinível

O passo inicial para análise da trajetória de construção de um modelo Hierárquico consiste na especificação mais simples, chamado de Modelo Nulo ou Vazio, no qual se observa apenas as variações no comportamento dos indivíduos (nível 1), dadas pelas diferenças atribuídas a estrutura municipal (nível 2), expresso por:

$$\log\left[\frac{\Phi_{ij}}{1 - \Phi_{ij}}\right] = \beta_{0j} + \xi_{ij} \quad (\text{Indivíduo}) \quad (5)$$

$$\beta_{0j} = \phi_{00} + r_{0j} \quad (\text{Município}) \quad (6)$$

Introduzindo as equações 6 na 5, obtém-se o 1º modelo expresso por:

✓ **Modelo Vazio ou Nulo Modelo Vazio ou Nulo**

$$\log\left[\frac{\Phi_{ij}}{1 - \Phi_{ij}}\right] = \phi_{00} + r_{0j} + \xi_{ij} \quad (7)$$

Em seguida, procura-se estimar a existência de variações no comportamento dos

1. Ver Hox (2002).

indivíduos causados pelas diferenças existentes entre os municípios, ao incluir as variáveis relacionadas às características individuais e do lar. Dessa forma, o modelo é especificado como:

$$\log[\Phi_{ij}/(1 - \Phi_{ij})] = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{indivíduo}_{ij} + \beta_{2j} \text{lar}_{ij} + \xi_{ij} \quad (8)$$

$$\beta_{0j} = \phi_{00} + r_{0j} \quad (9)$$

$$\beta_{kj} = \phi_{q0} \quad \text{tal que: } q = 2 \quad (10)$$

Substituindo as equações (9) e (10) em (8), obtêm-se o modelo:

$$\log[\Phi_{ij}/(1 - \Phi_{ij})] = \phi_{00} + \phi_{10} \text{Indivíduo}_{ij} + \phi_{20} \text{lar}_{ij} + r_{0j} + \xi_{ij} \quad (11)$$

Finalizando, na última especificação, além das variáveis expostas anteriormente, acrescenta-se a variável que representam a estrutura municipal ilustrada abaixo:

$$\log[\Phi_{ij}/(1 - \Phi_{ij})] = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{indivíduo}_{ij} + \beta_{2j} \text{lar}_{ij} + \xi_{ij} \quad (\text{Indivíduo}) \quad (12)$$

$$\beta_{0j} = \phi_{00} + \phi_{01} \text{CaracterísticaLocal}_{ij} + r_{0j} \quad (\text{Município}) \quad (13)$$

$$\beta_{kj} = \phi_{q0} \quad \text{tal que: } q = 1 \quad (\text{Município}) \quad (14)$$

Inserindo as equações 13 e 14 na equação 12, tem-se o modelo final expresso pela equação abaixo:

✓ **Modelo com inclusão das variáveis nível 2**

$$\log[\Phi_{ij}/(1 - \Phi_{ij})] = \phi_{00} + \phi_{01} \text{CaracterísticaLocal}_{ij} + \phi_{10} \text{indivíduo}_{ij} + \phi_{20} \text{lar}_{ij} + r_{0j} + \xi_{ij} \quad (15)$$

Adicionalmente, com o objetivo de entender a importância direta das características relacionadas à conjuntura municipal, usa-se a métrica proposta por Raudenbush e Bryk (2002). Este método visa verificar o quanto a introdução das variáveis do segundo nível ajuda a explicar a variabilidade relacionada ao intercepto do modelo não condicional. Desta forma as variáveis associadas ao nível 2, serão acrescentadas de forma gradual com intuito de verificar a sua importância no modelo. Ressalta-se que, quanto menor o componente de variância, mais elevado é o poder explicativo das variáveis atribuíveis ao segundo nível, obtidas pela seguinte expressão:

$$\text{Variância Explicada} = \left(\frac{\sigma_{00}^2(\text{não condicional}) - \sigma_{00}^2(\text{condicional})}{\sigma_{00}^2(\text{não condicional})} \right) * 100$$

Onde:

σ_{00}^2 = Estimativa do componente da variância do intercepto do modelo não condicio-

nal² e modelo condicional (o qual se inclui as variáveis de nível 2).

3.3 Descrição do Banco de Dados

A fonte de dados utilizada para construção das variáveis de nível individual (nível 1), como já mencionada anteriormente, advém do Censo Demográfico, restringindo-se ao Estado do Ceará. Desta forma foram selecionados indivíduos entre 10 a 14 anos que na semana de referência do Censo de 2010 responderam se trabalharam ou não ao menos 1 hora, sendo remunerada em dinheiro, produtos, mercadorias ou benefícios. A escolha desta fonte de dados deve-se principalmente ao fato dela abranger de maneira mais rica informações socioeconômicas relacionadas diretamente à localidade de residência de cada pessoa estudada.

Já a amostra do nível municipal (nível 2) é de origem secundária, disponível no *site* do IPEAGEO, e constituem-se principalmente de estatísticas oriunda do Censo Demográfico do IBGE, para o ano de 2010, contemplando os 184 municípios do Ceará.

Após a escolha do banco de dados e definição da modelagem a ser utilizada, resta definir quais os vetores de variáveis explicativas para ambos os níveis. Como variáveis de nível um, segue-se os apontamentos teóricos abordadas na literatura nacional como, por exemplo, gênero, idade, escolaridade, família monoparental, tamanho do lar, cor, que podem influenciar na probabilidade de oferta de trabalho precoce.

No referente às variáveis de segundo nível (contextuais), foram elencadas variáveis associadas ao mercado de trabalho (taxa de informalidade) e a métrica de desestruturação social e bem-estar (tamanho da população do município). A inclusão das variáveis contextuais visa captar a extensão e profundidade das desigualdades sociais em diversas óticas, objetivando-se justificar os embasamentos do modelo teórico, abordado na seção 2.

Para captar as diferenças estruturais do mercado de trabalho, utilizou-se como variável o grau de informalidade. Segundo Mesquita e Ramalho (2015), quanto maior for o grau de informalidade dos mercados, maior tende a ser o emprego de crianças. Para Neves e Menezes (2010) o caráter ilegal do trabalho infantil-juvenil no país juntamente com a natureza precária dos empregos informais (trabalho sem carteira assinada) facilita a demanda por trabalho precoce, assim, a natureza do trabalho precoce é ter sua expansão facilitada pela falta de políticas adequadas de fiscalização dos órgãos competentes.

Os grandes centros urbanos oferecem oportunidades de emprego e, portanto, me-

2. Esse modelo é denominado de não condicional, pois permite mensurar a variabilidade não condicional do segundo nível;

lhoría de vida, como consequência, acabam por atrair um contingente maior de pessoas de modo que muitas vezes se torna impossível atender aos aumentos da demanda por mais lazer, habitação, segurança, emprego, etc. Dessa forma, reduzem-se as oportunidades em termos de educação e lazer para crianças e adolescentes que geralmente vivem em condições precárias e veem o mercado de trabalho como uma oportunidade de melhoria de suas condições. Para captar esse efeito dos grandes centros urbanos, que em geral representa a desestruturação social e o nível de bem-estar sobre o trabalho precoce, utilizou-se como *proxy* a variável tamanho da população do Município onde a criança ou o adolescente vive.

Com o intuito de atender os objetivos dessa pesquisa, foram aplicados alguns recortes como, por exemplo, excluir aquelas crianças que não possuíam *status* de filho da pessoa responsável pelo lar. Além disso, para homogeneizar os dados foram selecionadas adolescentes entre 10 e 14 anos de idade, sem qualquer deficiência física e/ou mental. No que tange os aspectos associados aos responsáveis pelos domicílios, para diminuir eventuais problemas associados à seletividade amostral foram considerados apenas as pessoas economicamente ativas (ocupadas ou procurando emprego na semana de referência do Censo) e com idade igual ou inferior a 65 anos. Após essas filtragens e exclusão das observações faltantes, a amostra final do nível individual foi constituída por 43.984 pessoas.

Quadro 1: Variáveis Utilizada para Estimação

Variáveis	Variável independente	Banco/ Origem	
Nível 1: Individual			
Atributos do(a) filho(a)			
Menino	1 para Menino e 0 para Menina	CENSO	
Idade	Idade aferida em anos de vida.		
Branco	1 para Branco e 0 caso contrário		
Rural	1 para criança que mora na Zona Rural e 0 caso contrário		
Atributos do(a) responsável e Composição do lar			
S/ instrução e fund. Incompleto*	1 para indivíduos sem instrução e com nível fundamental incompleto; 0 caso contrário		
Fund. completo e médio incompleto	1 para indivíduos com nível fundamental completo e médio incompleto; 0 caso contrário		
Médio comp. e superior incompleto	1 para indivíduos com nível médio completo e superior incompleto; 0 caso contrário		
Superior completo	1 para indivíduos com nível superior completo; 0 caso contrário		
Monoparental	1 para a existência de família chefiada por mulher sem cônjuge e 0 caso contrário.		
Tamanho Lar	Número de indivíduos na família		
Nível 2: Município			
População	Logaritmo da população total	IPEAGEO	
Informalidade	<i>Proxy</i> para Taxa de informalidade do mercado de trabalho. Percentual da população de 18 anos ou mais empregados sem carteira.		

Nota: (*) Categoria omitida. Fonte: Elaboração dos autores.

Antes da exposição dos resultados econométricos, contempla-se na Tabela 1 as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nesta pesquisa. Observa-se que a amostra, após tratamento, é formada por 43.984 crianças e adolescentes, sendo que 3,14% estão no mercado de trabalho.

A idade média das crianças e adolescentes trabalhadoras é de 13 anos, sendo destes 24,66% de raça branca, com 82,43% dos responsáveis pelo lar pouco escolarizado, com os lares compostos em média por 5 membros e com mais de 16,41% das famílias chefiadas somente por mulheres. No que se refere à localização, pouco mais de 52,3% estão na zona rural.

Analisando as características dos não trabalhadores que representam 96,86% do total de crianças e adolescentes, observa-se que a média de idade é de 12 anos, com 29% de cor branca, compostos por lares com 4 integrantes em média, com 68,4% do responsável pelo lar pouco escolarizado (menor que fundamental completo), e com 13,11% das famílias composta apenas por mulher chefe de família. Em relação à localização, pouco mais 63% estão na zona urbana.

Tabela 1: Perfil médio das crianças e adolescentes segundo o Censo 2010 no Ceará

	Trabalha	Não Trabalha
Município		
Informalidade Municipal (%)	34,55	33,00
População (logaritmo)	10,80	11,00
Atributos do(a) responsável e do(a) filho(a)		
Rural (%)	52,42	36,41
Urbana (%)	47,58	63,59
Média Idade	12,82	12,00
Monoparental (%)	16,41	13,11
Outros Tipos de Família (%)	83,59	86,89
Média Tamanho Lar	4,66	4,04
Homem (%)	62,98	51,79
Mulher (%)	37,02	48,21
Branco (%)	24,66	29,22
Não Branco (%)	75,34	70,78
S/ instrução e fund. Incompleto (%)	82,43	68,40
Fund. completo e médio incompleto (%)	10,27	12,95
Médio comp. e superior incompleto (%)	6,87	14,53
Superior completo (%)	0,43	4,12
Observações	(3,14%)	(96,86%)

Fonte: Elaboração dos autores partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010 e dados do IPEAGEO.

No que diz respeito às características peculiares ao município, a taxa de informalidade é maior em localidades onde há trabalho precoce. Por fim, verifica-se que em média o tamanho da população é praticamente o mesmo entre o grupo das crianças que trabalham e das que não trabalham.

Observa-se que as estatísticas descritivas sugerem possíveis indícios para analisar empiricamente o problema do trabalho infantil-juvenil do Estado do Ceará, para tanto, procurou-se realizar estimações com modelagem Multinível para poder-se captar tais indícios.

4 ANÁLISES DE RESULTADOS

Diante à hierarquia dos dados, a utilização da modelagem Multinível se faz necessária, uma vez que possibilita a determinação dos efeitos diretos (nível 1) e dos efeitos indiretos (nível 2). Desta forma a primeira etapa da abordagem consiste na análise do modelo Vazio, em que nenhuma variável é inserida, com intuito de constatar aleatoriedade dos coeficientes, exposto na Tabela 2.

Para testar a significância estatística da variância foi realizado o teste de razão verossimilhança, onde assumisse como hipótese nula que a variância do nível 2 é igual a zero. Constatou-se no modelo nulo, que a variância do nível 2 é significativamente diferente de zero, e portanto, há um efeito aleatório sobre os coeficientes causados por aspectos não observados, logo é possível que as localidades apresentem valores diferenciados para a probabilidade das crianças e dos adolescentes ofertarem trabalho.

De forma adicional, o coeficiente de correlação intraclasse mostra que 8,16% da variação na probabilidade do indivíduo participar do mercado de trabalho precocemente são atribuídas às características peculiares da localidade (nível 2), contribuindo para a possível existência de um efeito de contexto social. Tanto pelo teste de razão de verossimilhança quanto pelo valor do ρ_{logit} torna-se justificável a utilização da abordagem hierárquica, ao invés de um modelo de regressão clássico³.

Tabela 2: Determinantes do Trabalho Precoce no Ceará, 2010. (Modelo Nulo)

Parâmetros	
Componente Fixo	
Intercepto	-3.484*** (0,053)
Componente Aleatório	
σ_u^2 (Variância residual do nível 2: municípios)	0,292***
ρ_{logit}	8,16%
Teste LR vs regressão logística:	$\chi^2 = 204,44$ (p-valor = 0,0)

Fonte: Elaboração dos autores partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010 e dados do IPEAGEO.

Dessa forma, o passo seguinte consiste na estimação do Modelo 1 com a inclusão de variáveis relativas às características do indivíduo e de sua família, como por exemplo, a idade, sexo, escolaridade do chefe, lar monoparental, cor, local de residência (urbana ou

3. Para Hope e Shannon (2005) recomenda-se a modelagem Multinível sempre que o ICC for maior que 1%.

rural) e tamanho da família. Além disso, é possível verificar a importância direta das variáveis de contexto social de ordem municipal, sendo assim, observa-se novamente (assim como no modelo Vazio) o comportamento da variância do segundo nível, à medida que se insere gradualmente as variáveis: informalidade e população, representadas no Modelo 2 e Modelo 3, respectivamente. Estes resultados estão expostos na Tabela 3.

Nota-se que as variâncias do segundo nível são estatisticamente significantes e, portanto, diferentes de zero para todos os modelos. Desta forma, rejeita-se a hipótese nula de que a variância entre os Municípios é zero, logo, existe a presença de efeito aleatório, indicando que há diferenças sobre a probabilidade de participar de maneira precoce no mercado de trabalho entre os ambientes sociais, neste caso representado pelos Municípios, nos quais o adolescente está inserido.

Destaca-se ainda, que a inclusão de todas as variáveis de contexto (Modelo 3) que representam as “Características Locais” dos Municípios explicam conjuntamente 6% variabilidade sobre o intercepto. Sendo que ao comparar os Modelos 2, e 3 a variável que mais explica essa variabilidade sobre o intercepto, é justamente a variável de informalidade. Isto significa que 5% da variação na probabilidade de inserção precoce no mundo do trabalho são explicados por características peculiares associados ao mercado informal, aqui representado pelo percentual de trabalhadores sem carteira assinada. Dado a sua significância estatística, verifica-se que quanto maior o percentual de trabalhadores sem carteira, maior a incidência de crianças e adolescentes no mercado de trabalho, isto poderá estar relacionado à ausência de regras legais o que acaba por facilitar a contratação da mão-de-obra infantil, este resultado foi também encontrado por Mesquita e Ramalho (2015).

Verifica-se ainda que o fato da criança estar inserida em grandes centros urbanos acaba aumentando a probabilidade dela estar também no mercado de trabalho. Isto é observado pela significância estatística e sinal positivo da variável população, utilizada aqui com proxy para centros urbanos. Além disso, os centros urbanos contam muitas vezes com a desestruturação social decorrente da atração de pessoas em busca de oportunidades de emprego, o que culmina no aumento da concorrência por habitação, lazer saúde, educação entre outros. Sendo que tais fatores, em conjunto, desencadeiam surgimento ou multiplicação da pobreza entre os indivíduos e facilitam, por fim, o trabalho precoce entre crianças e adolescentes.

Com relação à análise da significância estatística, as variáveis do primeiro nível mostram-se significativas, em sua maioria com 99% de confiança, e com sinal esperado, exceto a variável associada a cor que não apresentou relevância estatística. Os resultados

evidenciam que crianças e adolescentes do sexo masculino são mais propensos a trabalhar em relação ao feminino. Ademais, percebe-se uma relação positiva entre a idade e a inserção no mundo do trabalho, logo, isso implica dizer que quanto mais velho for o adolescente maior a chance do mesmo de inserir-se no mercado de trabalho.

Tabela 2: Determinantes do Trabalho Precoce no Ceará, 2010. (Modelo Nulo)

Parâmetros	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Componente Fixo			
Idade	0.432*** (0.0219)	0.432*** (0.0219)	0.432*** (0.0219)
Rural	0.402*** (0.0641)	0.396*** (0.0641)	0.410*** (0.0645)
Menino	0.465*** (0.0576)	0.465*** (0.0576)	0.464*** (0.0576)
Branco	-0.0635 (0.0655)	-0.0638 (0.0655)	-0.0619 (0.0655)
Tamanho da família	0.134*** (0.0147)	0.134*** (0.0147)	0.134*** (0.0147)
Fund. completo e médio incompleto	-0.182* (0.0940)	-0.180* (0.0939)	-0.185** (0.0940)
Médio comp. e superior incompleto	-0.595*** (0.113)	-0.591*** (0.113)	-0.597*** (0.113)
Superior completo	-2.078*** (0.413)	-2.075*** (0.413)	-2.079*** (0.413)
Monoparental	0.582*** (0.0793)	0.584*** (0.0793)	0.583*** (0.0793)
Informalidade		0.0142** (0.00686)	0.0193*** (0.00730)
População			0.120** (0.0577)
Intercepto	-9.893*** (0.300)	-10.39*** (0.386)	-11.81*** (0.785)
Componente aleatório			
σ_u^2 (Variância entre municípios)	0,263***	0,250***	0,248***
% da variância explicada		5%	6%
Observação			
Média de observação por grupo	239	239	239
Nível individual	43.984	43.984	43.984
Nível municipal	184	184	184

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010 e dados do IPEAGEO.

Nota: significativa a ***1%; **5%, * e 10%.

Quando a criança ou o adolescente está inserido em famílias cujo responsável pelo lar são mais instruídos, as suas chances de ofertarem trabalho são significativamente reduzidas. Nesta pesquisa considerou-se a educação como *proxy* do nível de renda dos responsáveis, logo, acredita-se na existência de relação inversa entre renda do lar e o trabalho

precoce. Nesta perspectiva, há uma série de pesquisas realizadas no Brasil como Kassouf (1999, 2001, 2002) e Santos e Kassouf (2010) que encontram a mesma relação entre educação dos pais e a probabilidade das crianças e adolescentes ofertarem trabalho.

Por sua vez, as famílias monoparentais, chefiadas apenas por mulheres têm impactos positivos sobre a probabilidade do adolescente ofertar trabalho, tal resultado está de acordo com esperado, assim, as famílias com esta configuração, geralmente são desfavorecidas, visto que mulheres com filhos têm uma maior dificuldade de entrar no mercado de trabalho. Soma-se a isso, a ausência da contribuição econômica do cônjuge, o que acabam por tornar as famílias monoparentais mais vulneráveis. Esse resultado foi apontado tanto por Wajnman (2007) quanto por Mesquita e Ramalho (2015), pois corroboram com a ideia de que filhos inseridos em uma estrutura familiar biparental têm suas necessidades atendidas de forma mais completa do que aqueles inseridos nas famílias monoparentais.

As estimativas apontam que quanto maior o número de componentes da família maior a probabilidade da participação infanto-juvenil na força de trabalho. O achado está de acordo com os demais estudos observados na área como Barros *et al.* (1994), Kassouf (2005), Emerson e Portela Souza (2008) e Mesquita e Ramalho (2015), isso porque acredita-se que quanto maior o tamanho da família menor será a renda *per capita*, portanto, maior o grau de vulnerabilidade do lar.

Por fim, o fato de morar na zona rural aumenta a probabilidade de inserção precoce de crianças e adolescentes no mercado de trabalho no Ceará. Tais resultados corroboram os achados expostos na literatura nacional como Kassouf (2007) e Santos e Kassouf (2010). Nesta ótica, Moreira *et al.* (2014) argumenta que a inserção rápida de crianças no mercado de trabalho depende da situação censitária da mesma, ou seja, o fato dela estar inserida em um ambiente rural ou não. Entende-se que o trabalho rural necessita de maior porte físico e tal característica é mais facilmente preenchida pelos indivíduos do gênero masculino. Já nas áreas urbanas o trabalho é menos rigoroso quanto ao uso da força e das condições físicas do indivíduo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diversas pesquisas sobre trabalho infantil têm apontado os efeitos danosos de tal prática na vida de criança, adolescente e para a sociedade em geral. Nesse sentido, procurou-se evidenciar quais os determinantes que levam certa criança ou adolescente a ofertar trabalho. Diferentemente da literatura já existente, procurou-se destacar os efeitos que o

contexto social possui sobre tal processo de escolha.

Como modo de captar esse efeito de contexto social, utilizou-se o Modelo Multinível com variáveis que representaram a desestruturação social, o mercado de trabalho e o bem-estar. De modo geral, o ambiente em que a criança ou adolescente vive é importante para o seu desenvolvimento, onde contextos sociais precários com baixo acesso a infraestrutura, presença de desestruturação social e acesso fácil ao mercado informal contribuem para a baixa escolarização e escolha de ofertar trabalho precoce.

Os resultados apontam ainda que há uma relação positiva entre idade das crianças e adolescentes e a inserção no mundo do trabalho. Por outro, o fato de ter pais mais instruídos reduzem as chances das crianças e dos adolescentes trabalharem.

Por sua vez, residir em famílias numerosas, monoparentais e localizadas em ambientes rurais, aumentam a probabilidade do adolescente ofertar trabalho no mercado de trabalho cearense.

Em termos gerais, ressalta-se que os resultados encontrados no Estado do Ceará sobre às características individuais, familiares e locais, acima listadas, ratificam a análise descritiva preliminar elaborada anteriormente, e, também, corroboram com aspectos expostos na literatura nacional e internacional, como as pesquisas de McLanahan (1985), Barros *et al.* (1994), Cavalieri (2002), Kassouf (2005, 2007), Emerson e Portela Souza (2008), Santos e Kassouf (2010), Moreira *et al.* (2014), Mesquita e Ramalho (2015).

Dessa forma, nota-se que as políticas públicas voltadas à redução do trabalho infantil no Ceará não dependem apenas do grau de fiscalização dos diferentes órgãos e instituições. Apesar de importantes, existem fatores que podem influenciar todo contexto social o qual o indivíduo está inserido e modificar o processo de decisão entre ofertar ou não trabalho na infância e adolescência dos agentes. Assim, as políticas voltadas para este setor devem ser construídas localmente levando em consideração todos os possíveis fatores abordados nesta pesquisa.

REFERÊNCIAS

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R., VELAZCO, T. Is poverty the main cause of child work in urban Brazil? **Texto para Discussão**, IPEA, n. 351, 1994.

BRONFENBRENNER, U. (1996). A ecologia do desenvolvimento humano. Porto Alegre: Artes Médicas. (Original publicado em 1979).

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F.; FERREIRA BATISTA, N. Impactos do programa Bolsa Família federal sobre o trabalho infantil e a frequência escolar. *Revista Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 269-301, 2010.

CAVALIERI, C.H. (2002). “O impacto do trabalho infantil sobre o desempenho escolar: Uma avaliação para o Brasil metropolitano”. Tese de Doutorado à Escola de Administração de Empresas de São Paulo, São Paulo, p. 109.

EMERSON, P. M.; PORTELA SOUZA, A. F. Birth Order, Child Labor, and School Attendance in Brazil. **World Development**, v. 36, n. 9, p. 1647-1664, 2008.

EMERSON, P. M.; PORTELA SOUZA, A. F. The inter-generational Persistence of Child Labor. Social Protection Discussion Paper Series, World Bank, n. 515, 2005.

HOPE, A.D.; SHANNON, E.D. **A comparison of two procedures to fit multi-level data: PROC GLM versus PROC MIXED**. Pennsylvania, 2005.

HOX, J. J. **Multilevel Analysis: Techniques and Applications**.4. ed. Routledge Academic, 2002.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Censo Demográfico (2010). Versão Digital.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA/IPEADATA). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 07 jan. 2015

KASSOUF, A. L. **Aspectos socioeconômicos do trabalho infantil no Brasil**. Brasília: Ministério da Justiça, 2002.

KASSOUF, A. L. Saúde e mercado de trabalho. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, v. 27, n. 3, p. 587-610, 1997.

KASSOUF, A. L. Trabalho infantil no Brasil. Tese de Livre Docência, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1999.

KASSOUF, A. L. Trabalho infantil: escolaridade x emprego. **Economia**, v.2, n.2, p.549-586, jul./dez. 2001.

KASSOUF, A. L.(2007), O que conhecemos sobre o trabalho infantil? Belo Horizonte: Nova Economia, Vol. 17, No. 2, mai/ago.

KASSOUF, Ana Lúcia. Trabalho Infantil: Causas e Consequências. Estudo realizado para ser apresentado na prova publica oral do concurso de Professor Titular do Departamento de Economia da Esalq, 2005.

MCLANAHAN, S.. Family structure and the reproduction of poverty.American journal of Sociology, p. 873-901, 1985.

MOREIRA, G. C.; TEIXEIRA, E. C.; GOMES, M. F. M.; BARBOSA, R.M. Determinantes do trabalho infantil na região nordeste do Brasil, no ano de 2009. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 13, n. 2, p. 258-272, 2014.

MESQUITA, S. P; RAMALHO, H. M. B.. Trabalho infantil no Brasil urbano: qual a importância da estrutura familiar? **Revista de Economia Contemporânea** (2015) 19(1): p. 97-134.

NEVES, E. C. J.; MENEZES, T. A. de. Bolsa Família, crises econômicas e trabalho infantil: diferentes impactos no Nordeste e Sudeste. In: ENCONTRO NACIONAL DA ENABER, 13., 2010, Minas Gerais. Anais... Belo Horizonte: ENABER, 2010.

PONCZEK, V.; SOUZA, A.P. (2007). “The causal effect of family size on child labor and education”. Texto para Discussão, Fundação Getúlio Vargas.

PEARCE, D..The feminization of poverty: women, work and welfare. Urban and Social Change Review, p.28-36, 1978.

RAUDENBUSH, S. W., BRYK, A. S. **Hierarchical linear models: applications and data analysis methods**. 2.ed. Londres, Nova Deli: Sage, 2002. 265p.

SANTOS, B. R. (2005). Combating child labor in Brazil: Social movements in action. In Weston, B., editor, Child Labor and Human Rights: Making Children Matter, pages 209–32. Lynne Rienner, Boulder, CO. and London.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Trabalho infantil no meio rural brasileiro: evidências sobre o “paradoxo da riqueza”. *Economia Aplicada*, v. 14, n. 3, 2010, pp. 339-353.

SIQUEIRA, A. C. **Crianças, adolescentes e transições ecológicas: Instituições de abrigo e família como contextos de desenvolvimento**. Tese de doutorado não publicada, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2009.

SIRAJ, I.; HOLLINGWORTH, K.; TAGGART, B.; SAMMONS, P.; MELHUIH, E.; SYLVA, K. **Report on students who are not in Education, Employment or Training (NEET)**. London: Institute of Education & Department of Education, 2014.

WAJNMAN, Simone. Diferenciales de ingresos por sexo, composición de las familias y desigualdad del ingreso familiar en Brasil. **Notas de Población**, v. 84, p. 131-148, 2007.

TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS ENTRE A ATIVIDADE INDUSTRIAL DO CEARÁ, DO NORDESTE E DE SÃO PAULO

Cristiano da Costa da Silva*

Nicolino Trompieri Neto**

Ivan Castelar***

Witalo de Lima Paiva****

RESUMO

Este artigo contribui à literatura de economia regional ao investigar características comuns no longo e no curto prazo do índice de atividade industrial do Ceará, comparando com Pernambuco, Bahia e tomando São Paulo como benchmark. A decomposição entre tendências e ciclos comuns revelou a existência de duas trajetórias comuns de longo prazo, a assimetria na relação com a tendência comum #2 lança dúvida sobre a hipótese de convergência entre a produção industrial do Ceará e dos demais estados. Nós encontramos consideráveis diferenças na volatilidade dos ciclos estaduais da região nordeste. Observou-se uma fraca dependência entre as flutuações do setor industrial do Ceará e dos demais estados da amostra. Observamos que uma das possíveis fontes dessa ausência de sincronização se deve às diferenças na estrutura produtiva da Indústria do Ceará com relação aos demais estados. Com relação à dinâmica inter-regional, as evidências de curto prazo sinalizam a presença de contágio, com as flutuações de curto prazo do índice paulista sendo capaz de provocar oscilação no índice de Pernambuco, o sinal negativo confirma a hipótese da presença de um efeito retardamento, acentuando as disparidades regionais.

Palavras-Chave: Produção Industrial, Cointegração, Ciclos Comuns, Tendências Comuns.
Código JEL: E31, E32, C23.

ABSTRACT

This article contributes to the regional economy literature to investigate common characteristics in the long and short-term industrial activity index of Ceara, comparing with

* Economista. Doutorando em Economia (CAEN-UFC). Fone: (85) 3298-6338. E-mail: cristiano.dacostadasilva@hotmail.com.

**Economista. Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). Prof. Dr. do Curso de Economia (UNIFOR). E-mail: nicolinoneto@gmail.com.

***Economista. Prof. Dr. Adjunto do Curso de Economia (CAEN-UFC). E-mail:lume1250@yahoo.com.br.

****Economista. Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). E-mail: witalo.paiva@ipece.ce.gov.br.

Bahia, Pernambuco and São Paulo. The breakdown between common trends and cycles revealed the existence of two common trajectories of long-term. asymmetry in relation to the common trend # 2 casts doubt on the hypothesis of convergence between the industrial production of Ceará and other states. We found considerable differences in the volatility of Northeast's state cycles. We observed a weak dependence of the fluctuations of Ceara's industry and other's states of the sample. We note that one of the possible sources of this lack of synchronization is due to differences in the production structure of Ceara's industry in relation to other states, mainly due the final consumer goods in the first while the other predominantly intermediate goods. With regard to inter-regional dynamic, short-term evidence to indicate the presence of infection, with short-term fluctuations in São Paulo index being capable of causing oscillation in Pernambuco index, the negative sign confirms the hypothesis of a delay effect pole developed pole ward in development, accentuating regional disparities.

Keywords: Industrial Product, Co-movements, Common Cycles, Common Trends.

JEL Code: E31, E32, C23.

1. INTRODUÇÃO

Uma importante área de pesquisa em economia regional é delimitar o atual estado da economia e quais as principais fontes de similaridade e assimetria na dinâmica da atividade econômica intra-regional. Diferentes composições na estrutura produtiva, e idiosincrasias estaduais, podem contribuir para a existência de disparidades no crescimento econômico dentro de uma determinada região. Tais dissimilaridades podem ser acentuadas na presença de mudanças repentinas no estado da economia, como alterações no preço dos insumos, adoção de políticas públicas estaduais não sincronizadas, ou políticas não horizontais por parte do governo federal, choques no lado da oferta, etc., induzindo a ciclos econômicos não coincidentes.

Por outro lado, as políticas de integração entre as unidades federativas de uma mesma região, bem como o maior grau de comércio experimentado entre os estados nas últimas décadas têm o potencial de propagar choques econômicos entre os mesmos, tornando as flutuações econômicas de curto prazo similares. Contribuindo, assim, para a presença de co-movimentos na atividade econômica dos estados, levando ao surgimento de ciclos comuns.

De acordo com a pesquisa de Perfil da Indústria dos Estados (CNI, 2014), a atividade industrial do Estado do Ceará gerou R\$ 17.8 bilhões, em 2013, representando 22,8% do

PIB do Estado, e sendo responsável por 360 mil postos de trabalho. Levando em conta a participação do setor industrial cearense na indústria nacional, o Estado é responsável por apenas 1,8% do PIB Industrial do Brasil e contribui com 3,0% da força de trabalho do setor nacional. Em adição à baixa representatividade do setor industrial do Estado perante a economia nacional se observa também uma trajetória de estabilidade no grau de participação do setor cearense nos últimos anos – 0,2 ponto percentual foi o ganho de participação da Indústria do Ceará no total do PIB Industrial nacional entre 2002 e 2012.

Já do ponto de vista regional, o Ceará representa o terceiro maior setor industrial do Nordeste, ficando atrás da Bahia e Pernambuco, que são responsáveis por 3,8% e 2,2% da atividade industrial nacional, respectivamente. Os demais estados da região não alcançam 1% de participação do setor nacional. Visto que os três estados supracitados representam mais de 60% da atividade industrial da região, é uma agenda de pesquisa interessante avaliar a interdependência de curto prazo da dinâmica estadual dos mesmos.

Nessa linha, o presente trabalho tem por objetivo quantificar de que maneira o comportamento temporal da atividade industrial de um estado específico afeta os demais estados selecionados da região nordeste, tanto no curto quanto no longo prazo. Avaliando também se a composição produtiva dos estados influencia no grau de similaridade dos ciclos econômicos.

A adoção do horizonte de curto prazo é justificada pelo fato de os agentes atribuírem a ele um maior peso no processo decisório, tornando a análise da volatilidade dos ciclos um fator importante no entendimento do business cycle (ISSLER; VAHID, 2001. ENGLE; KOZICKI, 1993).

Uma característica importante da amostra que não pode ser negligenciada é o caráter emergente, do ponto de vista nacional, da atividade industrial dos Estados selecionados. Em conjunto, Bahia, Pernambuco e Ceará representam 7,8% do valor adicionado da indústria brasileira, possuindo, portanto, uma baixa representatividade no setor como um todo. Visto que um dos objetivos do artigo é avaliar a proposição de existência de um estado que dirija o crescimento industrial da região no curto prazo, é necessário adotar uma ferramenta que avalie a possível existência da relação causa e efeito entre os ciclos. Nesse caso, a escolha de estados com baixa representatividade industrial pode causar um sério viés devido à omissão de variáveis relevantes, de modo que as relações de causalidade possam ser espúrias (BUENO, 2011).

Uma forma de lidar com o problema levantado seria a inserção de uma série de referência industrialmente mais desenvolvida, no intuito de dar maior robustez aos resultados

obtidos. De acordo com Perobelli et. al (2010) o setor industrial localizado em todo o Brasil apresenta uma forte dependência em relação ao setor industrial de São Paulo. É observada uma relevante participação do Estado de São Paulo com relação ao fluxo comercial em direção ao Brasil, se mostrando mais expressivo que o inverso, sendo o único estado da federação com tal característica.

Em termos brutos, a série industrial paulista representa 29,8% do volume de produção total da indústria brasileira, sendo esta proporção cerca de 300% superior ao segundo maior PIB industrial estadual – para detalhes adicionais vides CNI (2014) –. Diante dessas observações define-se que a dinâmica industrial de São Paulo será tomada como o índice de referência, inserindo-se uma quarta série industrial na amostra.

É interessante observar que a adoção de São Paulo permite avaliar quais efeitos de choques oriundos de polos industriais no sistema de equações podem causar sobre a dinâmica industrial de uma região industrial menos desenvolvido.

Myrdal (1963) descreve a relação entre polos econômicos desenvolvidos e em desenvolvimento através de um processo acumulativo de causação circular que é desdobrado pela combinação de dois efeitos antagônicos entre si – nomeadamente *backwash e spread effects*.

O efeito retardamento (*backwash effect*) sinaliza que um choque positivo sobre a estrutura produtiva de uma determinada região desenvolvida causa um impacto negativo sobre as regiões mais pobres: Tal movimento pode ocorrer na medida em que as melhores condições do mercado do primeiro tendem a promover a migração de trabalhadores com maior nível de instrução, causando condições adversas sobre o nível de produtividade das demais regiões e minando ainda mais, assim, a competitividade da região menos abastada e potencializando as distorções iniciais (RICHARDSON, 1976).

Já o efeito espraiamento (*spread effect*) denota a situação onde o crescimento na atividade de regiões desenvolvidas gera repercussões benéficas sobre a economia de regiões mais pobres: As externalidades positivas do aumento da atividade econômica das regiões de referencia sobre as regiões menos desenvolvidas ocorrem por meio do aumento da demanda por insumos, possibilidade de transferência de tecnologia e o investimento por uma difusão de desenvolvimento das regiões ricas para as pobres (FERREIRA; ARRUDA, 2011. RICHARDSON, 1976).

Myrdal refuta a proposição de existência de um equilíbrio estável em um horizonte de curto prazo, de forma que o efeito retardamento e efeito espraiamento não possuem o mesmo grau de intensidade, potencializando a presença de desequilíbrios regionais.

Para avaliar a relação de curto prazo entre a dinâmica industrial dos principais estados da região nordeste, bem como analisar a possível existência de contágio dos ciclos da atividade industrial paulista, o presente trabalho buscará mensurar a existência de comovimentos entre Bahia, Ceará e Pernambuco, adotando São Paulo como estado referência. Seguindo a metodologia de Vahid e Engle (1993), será investigado se a produção industrial de diferentes estados do Nordeste apresenta a mesma dinâmica de curto e longo prazo através da decomposição das séries em componente de tendência e componente de ciclo.

Com o intuito de atingir os objetivos propostos o artigo foi particionado em cinco seções: além dessa parte introdutória, haverá a posteriori a revisão de literatura. A seção seguinte apresenta as técnicas econométricas necessárias para o alcance do objetivo proposto. A quarta seção dedicar-se-á a apresentação da base de dados, bem como dos resultados obtidos, enquanto a última seção traz as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Decomposição de Tendências e Ciclos Comuns

A introdução de um procedimento geral para decompor séries de tempo que exibe homogeneidade não estacionária em componentes permanentes e transitórios remonta ao artigo seminal de Beveridge e Nelson (1981), onde a metodologia foi aplicada para mensurar e datar os ciclos de negócios da economia americana pós-guerra.

Hodrick e Prescott (1981) computaram o componente cíclico através de um procedimento de filtragem que extrai a tendência estocástica que varia suavemente ao longo do tempo. Um dos resultados encontrados foi a diferença na variabilidade dos componentes agregados da demanda, os ciclos do investimento variam três vezes mais do que os ciclos do produto, enquanto esse último oscila duas vezes mais do que os ciclos do consumo. Uma das críticas tecidas ao filtro Hodrick-Prescott (HP) é a exigência, a priori, da determinação do parâmetro de suavidade do componente tendencial.

Já Baxter e King (1995) desenvolveram uma aproximação ótima do filtro Band-Pass, construindo médias móveis de modo que isolam componentes periódicos de uma série de tempo que se encontram em uma determinada banda de frequência intermediária (ciclos), de forma a eliminar componentes de baixa frequência (tendência), assim como componentes de frequência muito alta (ruído). Os autores compararam uma série de métodos¹, e por fim foi apurado que apesar do filtro HP ser em alguns casos uma aproximação razoável de um filtro ideal de ciclos de negócios, a aproximação ótima do filtro Band-Pass desen-

1. Os autores utilizaram os seguintes métodos de filtragem: filtro first difference, filtro Hodrick-Prescott e filtro high-pass.

volvida se mostrou mais flexível e de mais fácil implementação, produzindo uma melhor aproximação de um filtro ideal.

Em uma linha multivariada, o processo de decomposição de Beveridge-Nelson-Stock-Watson, formulado por Vahid e Engle (1993), revisa a especificação de cointegração para um quadro estrutural de séries temporais. Os autores utilizaram os conceitos de cointegração e correlação serial para extrair, respectivamente, tendências e ciclos comuns.

Cointegração refere-se à combinação linear que torna estacionária um conjunto de variáveis estocásticas, podendo existir vetores de cointegração independentes – os quais constituem o espaço de cointegração – dentro de um conjunto de variáveis. Dessa forma o número de tendências estocásticas comuns pode ser determinado pela diferença entre o número de variáveis e o espaço de cointegração $n - r$. Assim, diz-se que existem relações de equilíbrio de longo prazo.

Outra proposição importante é que se existem combinações lineares linearmente independentes em um conjunto de variáveis integradas de ordem 1 - , que são passeios aleatórios, então essas variáveis devem compartilhar ciclos comuns. Assim, a evidência de *Serial Correlation Common Feature* (SCCF) nas variáveis em primeira diferença implica na existência de ciclos comuns nas séries em nível. A adoção de restrições de curto prazo nos modelos permite ainda uma redução considerável do número de parâmetros estimados (Hecq, 2005).

A aplicação desse modelo é exaustivamente encontrada na literatura de séries temporais. Gutierrez e Gomes (2009) aplicaram o método da decomposição multivariada de *Beveridge-Nelson-Stock-Watson* para aferir o grau de co-movimento dos ciclos de negócios dos países membros do Mercosul, com dados de frequência anual de 1951 a 2003. O estudo confirmou a existência de tendências e ciclos comuns entre as economias analisadas, os resultados, ainda, identificaram evidências de co-movimentos entre dois subgrupos – Brasil e Argentina; Paraguai e Uruguai.

Para examinar a dinâmica de cinco países da América Latina, Hecq (2002) utilizou três modelos de ciclos comuns: *Serial Correlation Common Feature* (SCCF), *Weak Form Reduce Post Structure* (WF) e o *Polynomial Serial Correlation Common Features* (PSC-CF). Foi encontrado que Brasil, Argentina, México, Peru e Chile dividem co-movimentos no longo e no curto prazo, sendo Argentina e Chile pró-cíclicos, enquanto Peru é contra cíclico com respeito à Argentina e ao México.

Já Cerro e Pineda (2000) utilizaram a abordagem de co-dependência para investigar

os co-movimentos no PIB Real entre onze países da América Latina² usando dados trimestrais para o período entre 1960 até 2000. Testes indicaram a existência de sete tendências comuns e quatro ciclos comuns permitindo a decomposição entre componente cíclico e de tendência. Uma grande dispersão entre as correlações cíclicas foi encontrada entre os países analisados, com os países mais representativos (Brasil, México e Argentina) possuindo uma baixa correlação de relacionamento com os outros países da América Latina. Os autores apontaram, ainda, que os co-movimentos cíclicos entre esses três países que enfrentaram uma maior entrada e saída de capital foram relativamente pequenos.

Por fim, Issler e Vahid (2001) utilizaram o método supracitado de *Vahid e Engle* (1993) para averiguar se o produto per capita, consumo e investimento nos EUA compartilham ciclos comuns. Os resultados foram robustos com respeito à existência de ciclos comuns entre as variáveis. Adicionalmente, choques transitórios se mostraram fatores importantes para explicar a variação do produto e do investimento.

Os autores observaram também que testes para a existência de ciclos comuns devem preceder estimações econométricas sempre que a presença da restrição de co-movimentos de curto prazo entre as variáveis agregadas for provável. Uma vez que o ato de ignorar a existência de ciclos comuns leva a diferenças não triviais na importância relativa dos ciclos econômicos na análise do comportamento de variáveis agregadas.

2.2 Dinâmica Intra/Interregional da atividade econômica

Vários estudos sobre a interdependência da atividade regional e presença de efeitos transbordamento inter-regional tem sido realizados através de modelos gravitacionais, que levam em conta no processo de interação entre economias a distância física entre elas, e da abordagem da matriz de insumo-produto.

Silva Filho *et. al* (2015) analisaram a dinâmica regional do emprego industrial através de medidas de localização e especialização para toda a região do Nordeste. Utilizando dados da RAIS para o período de 1990, 2000 e 2010, os autores observaram uma forte concentração da atividade industrial nos estados da Bahia, Ceará e Pernambuco. Com os setores intensivos em tecnologia concentrando-se principalmente nos estados da Bahia e Pernambuco. Avaliando a distribuição espacial da atividade industrial na região como um todo, os autores não observaram mudanças significantes na estrutura produtiva do Nordeste.

2. Os países latinos americanos da amostra são Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela.

Em posse de Modelos de Equilíbrio Geral Computável, Magalhães e Domingues (2007), Perobelli e Haddad (2006) e Perobelli et. al (2010) observaram um baixo grau de interação intrarregional no Nordeste, com a atividade econômica dos Estados apresentando baixo grau de interdependência. O alto grau de fragmentação observado na atividade industrial nordestina é resultado de transformações ocorridas ainda final do século XX, com a consolidação de áreas dinâmicas, complexos industriais e agro-industriais que resultaram em uma maior heterogeneidade na economia regional (NETO, 1997).

Com respeito à relação inter-regional entre a atividade industrial nordestina e o estado de São Paulo, Perobelli (2006) levanta a hipótese de que um aumento na demanda final no nordeste tem potencial de induzir um efeito positivo mais intenso sobre a região Sudeste, dado a maior diversificação do parque industrial, do que dentro da própria região. O autor aponta ainda que, dada a alta integração da atividade econômica de São Paulo com as demais regiões, o crescimento econômico dos demais estados do Brasil é fortemente influenciado pela expansão de São Paulo.

O presente artigo contribui com a literatura ao analisar a dinâmica intra/inter-regional da região Nordeste através de uma abordagem de séries temporais, possibilitando diferenciar o efeito de choques estruturais e transitórios sobre a dinâmica dos ciclos de negócios da região Nordeste. Através da decomposição entre ciclos e tendências, pode-se aferir se o possível processo acumulativo de causação circular imposto por São Paulo aos estados do Nordeste difere de sinal no curto e longo prazo, por exemplo.

3 BASE DE DADOS

A Pesquisa Industrial Mensal Produção Física – Brasil³ fornece estimativas mensais do produto real da indústria de quatorze estados do Brasil⁴. Como um índice conjuntural, sua importância deve-se à capacidade de indicar o comportamento efetivo da produção real da indústria com um mínimo de defasagem em relação ao período de referência (IBGE, 2004). Do ponto de vista estatístico, a alta frequência de observações torna o índice ideal para modelar a dinâmica de curto prazo da atividade industrial, em ordem de interpretar os ciclos dos negócios dos Estados observados.

A fim de produzir um exercício empírico testando a hipótese de interdependência

3. A coleta de dados das empresas e dos respectivos produtos selecionados é realizada por unidade local de empresas selecionadas, através de um questionário eletrônico, disponível na página do IBGE na Internet (www.pimf.pimes.gov.br) ou através de um formulário impresso.

4. Os quatorze Estados são: Amazonas, Bahia, Ceará, Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso, Minas Gerais, Pará, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

de curto prazo na atividade industrial da região nordeste, procedeu-se com a escolha dos estados da Bahia, Ceará e Pernambuco como representantes da região. Como já observado na introdução deste trabalho, a seleção dessa amostra justifica-se pelo alto grau de participação de suas cadeias produtivas no produto industrial nordestino, visto que os estados supracitados representam os três maiores valores agregados da região em termos de atividade industrial.

Adicionalmente, a fim de evitar a presença de resultados espúrios na análise de causalidade entre ciclos, o índice industrial do Estado de São Paulo foi adotado como índice de referência. Abrindo a possibilidade para testar a hipótese de contágio do ciclo industrial paulista sobre os ciclos do Nordeste.

Os dados de produção total da indústria da Bahia, Ceará, Pernambuco e São Paulo foram obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O instituto disponibiliza as séries em forma de índice de base fixa com ajuste sazonal (Índice dessazonalizado, base: 2012=100). O período analisado compreenderá 153 observações dentre janeiro de 2002 até outubro de 2014, com periodicidade, portanto, mensal.

3.1. Perfil da Indústria de Transformação

Conhecer o perfil da indústria de transformação é uma etapa importante para compreender os possíveis canais de interdependência e contágio que por ventura apresentados pelas estimações econométricas ao longo do próximo capítulo.

A indústria baiana se coloca atualmente como o maior parque industrial da região Nordeste, e nono maior do país, apesar da perda de participação. Em termos de valor adicionado à economia e considerando os anos de 2002 a 2012, a indústria de transformação da Bahia experimentou a maior perda de participação em termos regionais entre todos os Estados vizinhos, passando de 40,1% em 2002 para os atuais 28,6% em 2012. Entretanto, a indústria local se manteve como o maior parque industrial do Nordeste, sendo seguida de perto pela indústria pernambucana e, com um pouco mais de distância, pela indústria cearense. Desempenho semelhante pode ser observado em nível nacional, no qual a participação passou de 3,9% para 2,6% no período considerado, perfazendo a terceira maior perda de participação entre todas as unidades da federação.

A Tabela 1, a seguir, apresenta a estrutura da indústria de transformação na Bahia, bem como seu crescimento nos últimos anos. Como se percebe, tanto em 2007 como em 2012, a manufatura baiana se manteve mais concentrada em atividades produtoras de bens intermediários voltados à própria atividade produtiva, e menos naquelas produtoras de bens de consumo não duráveis, mais voltados ao consumo final, como a maior parte de seus pa-

res nordestinos. De fato, em 2013, a indústria petroquímica (42,6%), a metalurgia (8,6%), a produção de plástico (6,4%) e de papel e celulose (5,8%) concentraram, em conjunto, 63,3% da produção industrial.

Tabela 1. Crescimento e Participação (%) das Principais Atividades Industriais no Valor Bruto da Produção total da Indústria de Transformação – Bahia – 2007 e 2013

Atividades Econômicas	Participação no VBP		Crescimento (%)
	2007	2013	
Indústria de Transformação	100,0%	100,0%	2,5%
Atividades Seleccionadas	84,5%	83,9%	**
Fabricação de produtos químicos	29,5%	22,4%	-22,2%
Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	20,7%	20,2%	-0,2%
Fabricação de produtos alimentícios	8,1%	10,4%	31,8%
Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	10,5%	10,2%	-0,2%
Metalurgia	7,4%	8,6%	18,5%
Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	4,3%	6,4%	52,4%
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	4,0%	5,8%	48,1%

Fonte: Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE). Elaboração Própria.

Diferente da Bahia, o segmento de transformação da indústria pernambucana ampliou sua importância em nível regional e de país. Entre 2002 e 2012, a indústria de transformação pernambucana experimentou a maior elevação de participação em termos regionais entre todos os Estados nordestinos, saltando de 16,28% em 2002 para os atuais 24,8% em 2012, passando a se posicionar como o segundo maior parque industrial do Nordeste, ultrapassando a indústria cearense e se aproximando da Bahia. Desempenho semelhante pode ser observado em nível nacional, no qual a participação passou de 1,58% para 2,30% no período considerado, perfazendo o quarto maior ganho de participação entre todas as unidades da federação.

A tabela 2 apresenta a estrutura da indústria de transformação no Estado a partir do valor bruto da produção industrial, bem como a evolução dos últimos anos. Em Pernambuco, a produção de alimentos e bebidas respondeu por mais de um terço de toda produção da indústria local, tanto em 2007, quanto em 2013. Outra atividade de destaque é a fabricação de produtos Químicos.

Tabela 2. Crescimento e Participação (%) das Principais Atividades Industriais no Valor Bruto da Produção total da Indústria de Transformação – Pernambuco – 2007 e 2013

Atividades Econômicas	Participação no VBP		Crescimento (%)
	2007	2013	
Indústria de Transformação	100,0%	100,0%	56,2%
Atividades Selecionadas	83,3%	83,1%	**
Fabricação de produtos alimentícios	28,2%	23,3%	29,2%
Fabricação de produtos químicos	20,4%	16,9%	29,2%
Fabricação de bebidas	7,9%	7,9%	56,5%
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	6,5%	7,4%	76,6%
Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	5,0%	6,9%	113,3%
Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	4,1%	6,6%	153,3%
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	4,1%	6,3%	140,5%
Metalurgia	6,4%	4,4%	7,7%
Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	0,8%	3,5%	603,6%

Fonte: Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE). Elaboração Própria.

Com o crescimento experimentado pela indústria pernambucana, a manufatura cearense passou a ocupar o posto de terceira maior entre os Estado nordestinos. Em 2012, a participação cearense foi de 17,5%, registrando uma leve expansão em relação aos 16,4% registrados em 2002. Em termos nacionais, o movimento foi similar, passando de 1,59% no ano inicial para 1,62% em 2012.

O perfil da indústria de transformação no Ceará e sua evolução nos anos recentes são apresentados na tabela 3, a seguir. Como demonstrado, a manufatura cearense é relativamente mais concentrada na produção de bens voltados ao consumidor final, com destaque para alimentos, calçados e vestuário, que em conjunto concentraram 49,8% da produção total em 2013.

Tabela 3. Crescimento e Participação (%) das Principais Atividades Industriais no Valor Bruto da Produção total da Indústria de Transformação – Ceará – 2007 e 2013

Atividades Econômicas	Participação no VBP		Crescimento (%)
	2007	2013	
Indústria de Transformação	100,0%	100,0%	38,2%
Atividades Seleccionadas	82,2%	83,6%	**
Fabricação de produtos alimentícios	20,7%	23,7%	58,3%
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados	18,9%	16,8%	22,6%
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	8,4%	9,3%	53,8%
Metalurgia	5,4%	6,6%	68,4%
Fabricação de produtos têxteis	8,8%	6,4%	0,2%
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	4,3%	6,1%	96,5%
Fabricação de bebidas	7,4%	5,8%	8,1%
Fabricação de produtos químicos	4,0%	5,1%	75,8%
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	4,4%	3,9%	24,1%

Fonte: Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE). Elaboração Própria.

Por fim, tem-se a indústria de São Paulo utilizada no estudo como referência, dada sua magnitude, inter-relação e poder de influência sobre a indústria nacional. Como sabido, São Paulo tem o maior parque industrial do país, concentrando 40,8% do valor bruto e produção da indústria nacional em 2012. Embora ainda bastante expressivo, o percentual do último ano é inferior aos 43,5% registrados no início da série em 2002. Tal movimento pode ser associado ao processo de crescimento experimentado por outros estados na última década, em especial os estados nordestinos.

A tabela 4, a seguir apresenta a estrutura e a evolução da produção industrial de São Paulo nos anos recentes, 2007 a 2013.

Tabela 4. Crescimento e Participação (%) das Principais Atividades Industriais no Valor Bruto da Produção total da Indústria de Transformação – São Paulo – 2007 e 2013

Atividades Econômicas	Participação no VBP		Crescimento (%)
	2007	2013	
Indústria de Transformação	100,0%	100,0%	7,4%
Atividades Seleccionadas	74,0%	75,8%	**
Fabricação de produtos alimentícios	12,1%	14,9%	32,9%
Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	15,1%	14,9%	5,9%
Fabricação de produtos químicos	11,3%	11,8%	13,0%
Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	8,6%	8,3%	3,8%
Fabricação de máquinas e equipamentos	7,5%	7,5%	7,1%
Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	5,1%	5,3%	11,8%
Metalurgia	6,0%	4,6%	-17,0%
Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	3,8%	4,2%	20,2%
Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	4,6%	4,1%	-3,7%
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	3,9%	3,8%	4,8%
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	4,2%	3,2%	-16,9%

Fonte: Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE). Elaboração Própria.

Em termos de perfil produtivo, a indústria paulista esta relativamente mais próxima à estrutura observada nos Estados da Bahia e de Pernambuco, cuja produção de bens intermediários tem uma parcela maior de participação. Tal semelhança em termos de arranjo produtivo pode potencializar os ciclos de transmissões de backwash e spread *effects* da região mais rica e desenvolvida (São Paulo) para as regiões mais pobres e menos desenvolvidas (Bahia e Pernambuco).

3.2 Trajetória Temporal da Produção Industrial dos estados

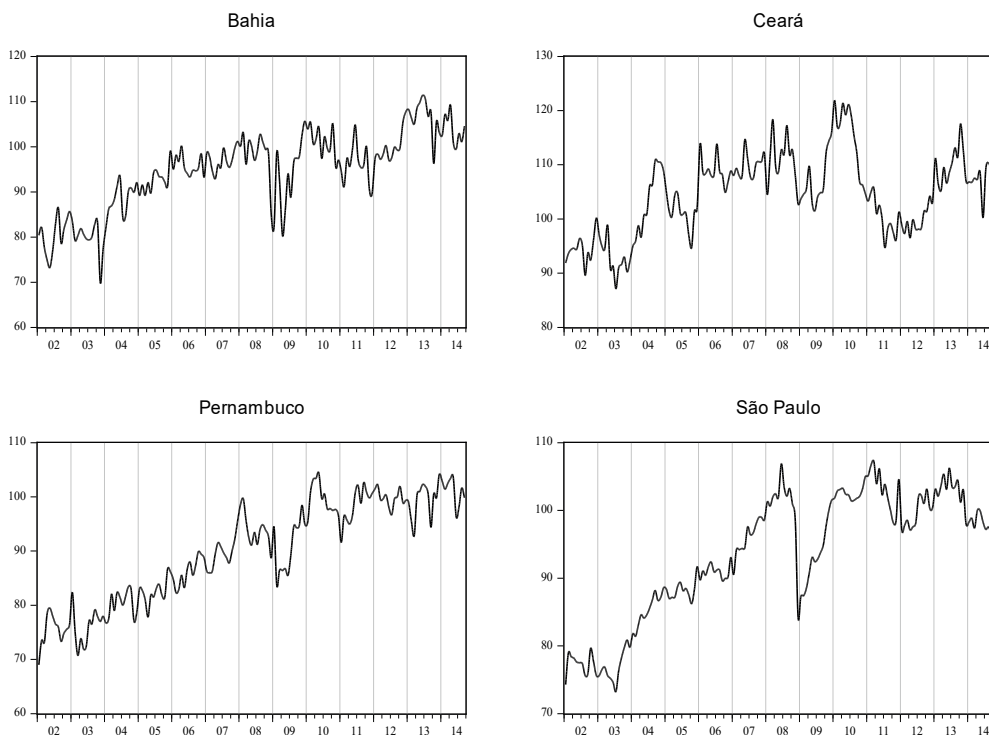
A Figura 1 reporta a trajetória temporal da produção industrial dos estados durante o período estudado. Analisando a trajetória comum dos estados é possível notar movimentos oscilatórios em torno da média na produção industrial entre 2002 até o final de 2003. Após isso, a produção se tornou crescente até o último trimestre de 2008, onde houve uma grande depressão na taxa de produção de todos os estados, com destaque para o estado da Bahia e São Paulo.

Esta forte queda é reflexo da crise internacional instaurada a partir de setembro de 2008, cuja enfraqueceu a demanda internacional por bens e serviços, deteriorando o nível de exportações do Brasil, e da consequente resposta da política monetária para contenção da inflação, como a elevação da taxa de juros, que afetou diretamente o nível de consumo e investimento nacional.

Posteriormente, houve um pequeno período de recuperação da economia até meados de 2010. Já partir do início da presente década até o fim do período amostral denota-se um período de maior volatilidade no comportamento industrial das unidades federativas, com destaque para um período de forte quebra na atividade da indústria cearense – junho de 2010 até dezembro de 2011 – e um intervalo posterior de recuperação até meados de 2013.

Relativo às séries do Nordeste, o setor industrial de São Paulo tem um menor nível de flutuação no período pré-crise internacional, com uma tendência de crescimento da atividade bem desenhada. A partir do advento da crise externa, porém, a série se torna tão volátil quanto às outras, refletindo uma maior incerteza no quadro setorial do País como um todo.

Figura 1. Trajetória temporal da Produção Industrial dos estados da amostra



Obs: Índice de produção industrial, durante o período de janeiro de 2002 até outubro de 2014, totalizando 153 observações. Fonte: Elaborado pelo Autor

Em suma, é possível observar momentos de mudança repentina no comportamento das séries, indicando a possível existência quebras estruturais na amostra. Nesse caso deve-se utilizar testes de raiz unitária robustos à presença de quebra. Caso confirmado a presença de quebra estrutural, uma dummy será adicionada para captar o efeito desta quebra no teste de cointegração.

4 METODOLOGIA

4.1 Teste de Raiz Unitária

Em relação aos testes de estacionariedade empregados no presente trabalho, são utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) e o método proposto por Elliot, Rothemberg e Stock (1996), para verificar se as séries que compõem o modelo são estacionárias. Contudo, devido à provável existência de quebra na tendência observada nos dados, faremos uso de dois testes adicionais para verificar a ocorrência de raiz unitária com quebra estrutural. Os testes aplicados para verificar a existência de raiz unitária com quebra estrutural, são os testes propostos por Zivot e Andrews (1992), Perron (1997) e uma modificação do teste ADF permitindo uma única quebra estrutural, formulado a partir dos trabalhos de Perron (1989), Perron and Vogelsang (1992), Vogelsang and Perron (1998) e Banerjee, *et al.* (1992).

4.2 Modelo Econométrico

Com o intuito de avaliar o grau de co-movimento entre os índices de produção industrial dos estados do Nordeste e São Paulo, o presente estudo seguirá a abordagem de decomposição multivariada de Beveridge-Nelson-Stock-Watson (BNSW).

A decomposição BNSW testa a existência de dinâmicas comuns de longo e curto prazo sobre um modelo VAR estimado. Inicialmente, considere que as taxas de inflação das regiões metropolitanas sejam representados por um Vetor Auto Regressivo (VAR) de ordem finita p .

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde Y_t representa um vetor de n séries integradas de primeira ordem, $I(1)$, ϕ_i , $i=1,2,\dots,p$ são matrizes de dimensão $n \times n$ e $\varepsilon_t \sim Normal(0, \Omega)$, $E(\varepsilon_t) = 0$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = \begin{cases} \Omega, & \text{se } t = \tau \\ 0, & \text{se } t \neq \tau \end{cases}$; onde Ω é não singular. Dessa forma, o modelo (1) pode ser escrito de forma equivalente como:

$$\Pi(L_t)Y_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

onde $\Pi(L) = I_n - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i$ e L representa o operador defasagem. Note que se $L=1$, então $\Pi(1) = I_n - \sum_{i=1}^p \phi_i$.

4.3 Restrições de Longo Prazo - Cointegração

Assuma as seguintes hipóteses:

Proposição 1: A matriz $\Pi(\cdot)$ satisfaz:

1) Posto $(\Pi(1)) = r$, $0 < r < n$, tal que $\Pi(1)$, tal que pode ser expresso como $\Pi(1) = -\alpha\beta'$, onde α e β são matrizes $(n \times r)$, onde α e β são matrizes com posto cheio r .

2) A equação característica $|\Pi(L)| = 0$ possui $n - r$ raízes iguais a 1 e todas as outras fora do círculo unitário.

A hipótese 1 implica que Y_t é uma variável cointegrada de ordem $(1,1)$. Os elementos de α representam os coeficientes de ajuste de velocidade ao equilíbrio de longo prazo e β o espaço de cointegração. Decompondo a matriz polinomial $\Pi(L) = \Pi(1)L + \Pi^*(L)\Delta$, onde $\Delta \equiv (1 - L)$, denota o operador diferença, pode-se obter um modelo de vetor de correção de erros (VEC):

$$\Delta Y_t = \alpha\beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde, $\alpha\beta' = -\Pi(1)$, $\Gamma_j = -\sum_{k=j+1}^p \phi_k$ ($j = 1, 2, \dots, p-1$) e $\Gamma_0 = I_n$.

Assim como na análise dos testes de raiz unitária, a não incorporação de quebras estruturais à abordagem de cointegração tende a enviesar os resultados encontrados, de forma a não rejeitar a hipótese nula de inexistência de cointegração, quando a teoria prediz que a mesma deve existir. Portanto, será aplicado o teste desenvolvido por Johansen et al. (2000), onde a distribuição assintótica difere do usual “teste do traço” de Johansen (1988) por utilizar variáveis dummies que identificam quebras estruturais na tendência dos vetores cointegrantes. Assim, o teste de Johansen (2000) fornece informações que permitem calcular os valores críticos de forma mais adequada (GILES; GODWIN, 2012).

4.4 Restrições de Curto Prazo – Característica de Correlação Serial Comum

O modelo VAR(p) pode possuir restrições de curto prazo conforme demonstrado por Vahid e Engle (1993).

Definição 1: A equação (3) apresentará característica de correlação serial comum (SCCF) se existir uma matriz $\beta'_{n \times s}$ de posto s , representando o espaço de co-caracterização,

tal que $\tilde{\beta}'\Delta Y_t = \tilde{\beta}'\varepsilon_t$, onde $\tilde{\beta}'\varepsilon_t$ é um vetor de dimensão que é uma inovação em relação a toda informação anterior ao período t .

Consequentemente existirão restrições de características de correlação serial comum se as seguintes condições forem satisfeitas:

Proposição 2: $\tilde{\beta}'\Gamma_j = 0_{s \times n} \quad \forall j = 1, \dots, p - 1$

Proposição 3: $\tilde{\alpha}'\beta\alpha' = 0_{s \times n}$

4.5 Decomposição Tendência-Ciclo BNSW

A existência de ciclos comuns será testada a partir do uso do procedimento de correlações canônicas A decomposição tendência-ciclo BNSW pode ser introduzido por meio da representação de Wold do vetor estacionário ΔY_t dado por:

$$\Delta Y_t = C(L) \varepsilon_t \tag{4}$$

onde $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$ é uma matriz polinomial no operador defasagem, $C_0 = I_n$ e $\sum_{i=0}^{\infty} i|C_i| < \infty$. Usando a seguinte fatoração polinomial $C(L) = C(1) + \Delta C^*(L)$, é possível decompor ΔY_t como:

$$\Delta Y_t = C(1) \varepsilon_t + \Delta C^*(L) \varepsilon_t \tag{5}$$

onde $C^*_i = \sum_{j>i}^{\infty} (-C_j)$, $i \geq 0$, e $C^*_0 = I_n - C(1)$. Ignorando os valores iniciais Y_0 e integrando ambos os lados de (5), obtêm-se:

$$Y_t = C(1) \sum_{j=1}^T \varepsilon_j + C^*(L) \varepsilon_t = T_t + C_t \tag{6}$$

A equação (6) representa a decomposição BNSW onde é decomposto em “n” processos de passeio aleatório – tendências estocásticas – e “n” processos estacionários – ciclos. Assim, $T_t = C(1) \sum_{j=1}^T \varepsilon_j$ e $C_t = C^*(L) \varepsilon_t$ representam o componente de tendência e ciclo, respectivamente. Se as restrições de longo prazo forem verificadas, então os r vetores de cointegração eliminam o componente de tendência estocástica o que implica que $\beta' C(1) = 0$.

Desse modo $C(1)$ tem dimensão $n - r$, o que implica na existência de $n - r$ tendências comuns. Analogamente, sob as restrições de curto prazo, existem s vetores de co-caracterização que eliminam os ciclos, $\tilde{\beta}' C^*(L) = 0$, e $C^*(L)$ possui dimensão $n - s$, o qual é o número de ciclos comuns.

Uma vez que os vetores de cointegração e co-caracterização são linearmente independentes (Vahid e Engle, 1993) o número de vetores de cointegração adicionado ao de vetores de co-caracterização deve ser menor ou igual ao número de variáveis $-n + r \leq n$.

Para obter as tendências comuns basta pré-multiplicar a equação (6) por $\tilde{\beta}'$, de tal forma:

$$\tilde{\beta}'Y_t = \tilde{\beta}'C(1) \sum_{j=1}^T \varepsilon_t = \tilde{\beta}'T_t \quad (7)$$

Essa combinação linear não contém ciclos porque os vetores co-característicos os elimina. Da mesma forma, para obter os ciclos comuns é necessário e suficiente pré-multiplicar a equação (6) por β' :

$$\beta'Y_t = \beta'C(1)C^*(L)\varepsilon_t = \beta'C_t \quad (8)$$

Essa combinação linear não contém componentes de tendência, porque as mesmas são eliminadas pelos vetores de cointegração. Um caso especial emerge quando $r + s = n$. Nesse caso, é extremamente simples estimar os componentes de tendência e ciclo de Y_t . Uma vez que $\tilde{\beta}'$ e β' são matrizes linearmente independentes, pode-se construir uma matriz A , tal que $A_{n \times n} = (\tilde{\beta}' \beta')$ possui posto completo, sendo invertível. Note que a matriz inversa pode ser particionada como $A^{-1} = (\tilde{\beta}^- \beta^-)$ e os componentes de tendência e ciclo podem ser obtidos como a seguir:

$$Y_t = A^{-1}AY_t = \tilde{\beta}^-(\tilde{\beta}'Y_t) + \beta^-(\beta'Y_t) = T_t + C_t \quad (9)$$

onde $T_t = \tilde{\beta}^-(\tilde{\beta}'Y_t)$ e $C_t = \beta^-(\beta'Y_t)$. Portanto, tendência e ciclo são combinações lineares de Y_t . Note que T_t é gerado por uma combinação linear de Y_t usando os vetores co-característicos, contendo o componente de longo prazo (visto que $\tilde{\beta}' Y_t$ é um componente que segue um passeio aleatório). Por outro lado, C_t é gerado por uma combinação linear Y_t de usando os vetores de cointegração, contendo o componente de curto prazo (porque $\tilde{\beta}' Y_t$ é $I(0)$ e serialmente correlacionado).

4.6 Teste de Ciclos Comuns

A existência de ciclos comuns será testada a partir do procedimento de correlações canônicas delineado por Vahid e Engle (1993). Conforme Roache (2008), o objetivo do teste é encontrar combinações lineares que removam correlações baseadas em um conjunto de valores do passado. Sendo essas combinações lineares definidas como vetores co-característicos.

O primeiro passo é estimar o VEC para descobrir os termos de correção erro da série, ou seja, para conhecer as relações de longo prazo. Retomando a equação (3):

$$\Delta Y_t = \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Definindo ρ_t como um vetor de dimensão $(n \times 1)$ obtido como combinação linear do vetor ΔY_t e η_t como o vetor de dimensão $((np+r) \times 1)$ obtido como combinação linear das defasagens de ΔY_t e dos termos de correção de erro (x_t).

$$\begin{aligned} \rho_t &= A' \Delta Y_t \\ \eta_t &= B' [\Delta Y_{t-1} \dots \Delta Y_{t-p+1} \alpha Y_{t-1}] \end{aligned}$$

As matrizes A_{xm} e $B_{xm (np+r)}$ são escolhidas de modo que quatro condições sejam satisfeitas. As duas primeiras afirmam que os elementos de ρ_t e η_t possuem variância unitária. A terceira condição assegura que o i -ésimo elemento de ρ_t seja não correlacionado com o j -ésimo elemento de η_t , e a condição final condiciona a ordenação dos elementos de ρ_t e η_t de modo que:

$$1 \geq \lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_n \geq 0$$

As correlações canônicas e os valores de A e B podem ser calculados a partir da matriz de covariância de ΔY_t e x_t através dos autovalores e autovetores. O teste estatístico é análogo ao teste do traço do procedimento de Johansen (1988), com a hipótese nula sendo que o espaço co-característico é ao menos s , sendo calculado como:

$$C(p, s) = -(T - p - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2)$$

onde λ_i^2 são as menores s correlações canônicas elevadas ao quadrado. Sob a hipótese nula $C(p, s)$ segue uma distribuição χ^2 com $s(np+r) - s(n-s)$ graus de liberdade, em que n é a dimensão do sistema.

5 EXERCÍCIO EMPÍRICO

5.1 Testes de Estacionariedade

Inicialmente foram feitos, em caráter preliminar, testes de raiz unitária das quais as estatísticas não levam em conta a presença de quebra estrutural. Conforme pode ser notado na Tabela 3 abaixo, os resultados apontam para a presença de não estacionariedade para as séries do Ceará e São Paulo em nível.

Uma das condições necessárias para que a decomposição em tendências e ciclos sugerida por Vahid e Engle (1993) seja válida é que as todas as séries sejam integradas de ordem 1. Com base em nos testes propostos os quatro índices apresentam natureza estacionária em 1ª diferença, se consideramos um nível de significância de 5% (a exceção da série de Pernambuco segundo o teste ADF). Portanto, a presença de não estacionariedade em nível sugere a existência de tendência estocástica.

Tabela 5. Testes de estacionariedade não incorporando quebra estrutural

Teste de Raiz Unitária	Ordem de Integração	BA	CE	PE	SP
ADF b (H0:Série com raiz unitária)	Teste em Nível	-3.40* (0,06)	-2,76 (0,21)	-5.45*** (0,00)	-2.25 (0,45)
	Teste na 1ª Diferença	-13.54*** (0,00)	-15.65*** (0,00)	-10.91*** (0,00)	-15.22*** (0,00)
Elliott et alii c (1996) (H0:Série com raiz unitária)	Teste em Nível	4.66**	8.03	5.05**	8.60
	Teste na 1ª Diferença	0.69***	1.31***	1.75***	2.17***
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) d (H0: Série Estacionária)	Teste em Nível	0.17**	0.22***	0.20**	0.26***
	Teste na 1ª Diferença	0.05	0.04	0.28	0.16

Teste de estacionariedade aplicado às séries mensais acumuladas a taxa anual para as unidades federativas do Brasil durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. Todos os testes foram feitos levando em conta a presença de um intercepto e uma tendência. Fonte: IBGE. b Estatística t reportada com o respectivo p-valor entre parênteses. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. c Estatística P reportada. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. *Rejeição da hipótese nula a 10%, **Rejeição da hipótese nula a 5%, ***Rejeição da hipótese nula a 1%.

Porém, como já foi observado na Figura 1, as séries experimentaram momentos de mudança repentina de comportamento ao longo do período amostral, com destaque para o intervalo de tempo entre o segundo e terceiro trimestre de 2008. Este comportamento indica a provável presença de quebras estruturais na trajetória temporal das variáveis estudadas.

Logo, para que os resultados dos testes de raiz unitária sejam robustos à presença de mudanças repentinas de comportamento é necessário utilizar métricas que adicionem uma *dummy* para captar o efeito de quebras estruturais nos testes de raiz unitária.

Ao incorporar a presença endógena de quebra estrutural nos testes de estacionariedade, todas as séries – a exceção de Pernambuco a um nível de 1% segundo o teste de Zivot e Andrews (1992) – apresentam-se não estacionárias em nível, mas estacionárias em 1ª diferença. Logo, os resultados indicam que o índice de produção industrial dos quatro estados estudados seguem um processo integrado de 1ª ordem.

Tabela 6. Testes de estacionariedade incorporando quebra estrutural

Teste de Raiz Unitária	Ordem de Integração	BA	CE	PE
Zivot-Andrews (1992) b. (H0:Série com raiz unitária)	Teste em Nível	-4,58	-4,49	-6,57***
	Teste na 1ª Diferença	-13,69***	-15,81***	-8,08***
Unit Root with Break Test (1996) c. (H0:Série com raiz unitária)	Teste em Nível	-4,59 (0,19)	-4,41 (0,28)	-3,44 (0,42)
	Teste na 1ª Diferença	-14,15 (0,00)	-16,01*** (0,00)	-15,60*** (0,06)
Perron (1997) d. (H0:Série com raiz unitária)	Teste em Nível	-4,59	-3,48	-4,42
	Teste na 1ª Diferença	-14,20***	-16,09***	-8,34***

Teste de estacionariedade incorporando quebras estruturais endógenas aplicadas as séries mensais acumuladas a taxa anual para as unidades federativas do Brasil durante o período de dezembro de 1995 até dezembro de 2014. Todos os testes foram feitas levando em conta a presença de um intercepto e uma tendência. Fonte: IBGE. b Estatística t reportada. Escolha de defasagens, segundo o critério de Schwarz, com limitação máxima de 12 defasagens. c Estatística t reportada com o respectivo p-valor entre parênteses. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. *Rejeição da hipótese nula a 10%, **Rejeição da hipótese nula a 5%, ***Rejeição da hipótese nula a 1%.

5.2 Teste de Cointegração

Conforme os resultados encontrados na seção anterior, as séries apresentam a presença de quebra estrutural e uma tendência estocástica, sendo integradas de ordem 1. Visando lidar com a presença de quebra estrutural nas séries, foi implementado o teste de Chow, o qual tem por objetivo testar a igualdade de um conjunto de coeficientes entre duas regressões a partir da estatística F, para testar a hipótese nula de quebra estrutural no período de dezembro de 2008. Antes de partir para o resultado do teste de Chow, cabe ressaltar que a escolha desta data justifica-se por dois motivos:

i) O período de outubro até dezembro de 2008 foi apontado como o de maior incidência de quebra segundo os testes de raiz unitária com quebra estrutural endógena.

ii) O advento da crise internacional em setembro de 2008 gerou repercussões negativas sobre toda a economia global, assumindo a existência de uma pequena defasagem no impacto sobre a atividade industrial, dado a menor velocidade no ajustamento do mercado de bens, a data de dezembro de 2008 para a quebra estrutural é justificada por esse fato histórico.

A estatística de Chow não rejeita a hipótese nula de mudança estrutural no período de dezembro de 2008 nas estimativas, havendo instabilidade no modelo no período anterior

a esta data e estabilidade logo após.

A partir daí é possível estimar as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis através do teste de cointegração de Johansen *et. al* (2000), o qual incorpora uma dummy associada a quebra estrutural identificada em dezembro de 2008. A ordem de defasagem das variáveis foi determinada segundo o critério de Schwarz, e a especificação considera tendência e intercepto.

Tabela 7. Teste de Cointegração de Johansen *et. al* (2000)

Teste do Traço			
Nº de vetores	Estatística do traço	Valores críticos a 5%	p-valor
$r = 0$	137,03	68,45	0.0000
$r \leq 1$	66,14	46,49	0.0002
$r \leq 2$	23,98	28,33	0.1545
$r \leq 3$	6,66	13,93	0.5047

Teste de cointegração aplicado às séries mensais acumuladas a taxa anual para as unidades federativas do Brasil durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. b O teste inclui uma dummy referente à quebra estrutural na data de 2003.9 e utiliza uma defasagem de acordo com critério de Schwarz, considerando-se a presença de intercepto e tendência. c Os valores críticos foram obtidos de acordo em Johansen *et. al*(2000).

O resultado do teste do traço de Johansen *et. al* (2000) – Tabela 5 – aponta a presença de dois vetores cointegrantes, a um nível de 5% de significância. Consequentemente existem duas relações de equilíbrio de longo prazo comum entre as séries (visto que o número de tendências comuns é dado pela diferença entre o número de variáveis ($n = 4$) e o espaço de cointegração ($r = 2$)) e no máximo dois ciclos comuns.

Assim, a existência de dois vetores de cointegração indica que a atividade industrial dos estados é orientada por mais de uma tendência, refutando a hipótese de convergência de longo prazo – onde o mesmo componente agregado domina as flutuações dos ciclos de negócios.

Adicionalmente, o procedimento de Johansen *et. al* (2000) permite normalizar o vetor de cointegração possibilitando, assim, identificar as relações econômicas das séries em termos de elasticidade. A normalização foi feita de tal forma que as primeiras séries no vetor formam uma matriz identidade.

Tabela 8. Vetor de cointegração normalizado

		Vetor de Cointegração (α_{rxn})	
SP	BA	PE	CE
1,00	0,00	-1,221	-0,120
0,00	1,00	-0,834	-0,325

Vetor de cointegração aplicado as séries mensais acumuladas à taxa anual para as unidades federativas do Brasil durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. b O VEC foi estimado levando em conta a presença de intercepto e tendência, e utiliza defasagem de acordo com o critério de Schwarz.

Em termos econômicos, os resultados mostram que a combinação de choques permanentes e positivos de 1% no setor industrial dos estados de Pernambuco e Ceará provoca um efeito permanente e positivo na magnitude de 1,341% na atividade industrial de São Paulo. Já no caso da Bahia, a mesma combinação de choques causa um impacto permanente e positivo de 1,159%.

Comparando os efeitos causados por choques na atividade industrial de Pernambuco e Ceará nos demais estados da amostra observa-se que tanto o setor industrial de São Paulo, quanto da Bahia, são mais sensíveis a mudanças estruturais de Pernambuco. Este resultado é explicado pela maior similaridade em termos de composição industrial dos três estados, os quais são mais focados em atividades produtoras de bens intermediários, enquanto a indústria cearense é voltada a produção de bens voltados ao consumidor final.

Por fim, observa-se que choques estruturais na atividade industrial de Pernambuco geram externalidades positivas mais significantes sobre a atividade de São Paulo do que da Bahia. Tal resultado se alinha aos observados por Perobelli et. al (2010), exaltando a importância da diversificação da indústria paulista.

5.3 Teste de Ciclos Comuns

Confirmada a hipótese de cointegração para as quatro séries, o passo seguinte é analisar a existência de ciclos comuns. Seguindo a metodologia de Vahid e Engle (1993) exposta na subseção 2.3.1, o número de vetores de cointegração mais o número de vetores de co-caracterização não podem exceder o número de variáveis no sistema ($r + s \leq n$). Visto que existem dois vetores de cointegração entre as quatro unidades federativas da amostra ($n = 4$), deve, então, haver no máximo dois vetores de co-caracterização ($s \leq 2$), o que implica na ocorrência de dois ciclos comuns.

Para examinar a existência de dinâmicas de curto prazo comum entre as séries procedeu-se com o teste de correlações canônicas. Aqui nós testamos a hipótese nula de que a

correlação canônica corrente e todas as correlações canônicas menores são estatisticamente iguais a zero. Como observado anteriormente a *rank* co-característico s é igual ao número de correlações canônicas estatisticamente iguais a zero.

Tabela 9. Teste de ciclos comuns

H0	Correlação Canônica	Teste do Traço		
		C(p,s)	Graus de Liberdade	p-valor
$s > 0$	0,096	1,399	3	0,7058
$s > 1$	0,138	4,282	8	0,8308
$s > 2$	0,378	27,590	15	0,0200
$s > 3$	0,455	62,600	24	0,0000

Fonte: Elaboração do autor. A ordem de defasagem selecionada para estimação do VEC e por consequência, do teste de ciclos comuns, segue o critério de Schwarz.

De acordo com os resultados apresentados na tabela 9, a um nível de significância de 5% não podemos rejeitar a hipótese de que as duas menores correlações canônicas são iguais à zero, o que implica que o posto de α é igual a dois.

A existência de dois vetores de co-caracterização e dois vetores de cointegração entre as séries implica que a matriz $A = [\alpha' \alpha']$ possui posto pleno, logo é possível obter as tendências e ciclos individuais através da partição da matriz A , assim como encontrar os ciclos comuns pela combinação dos vetores de cointegração e das variáveis do sistema ($\alpha' Y_t = \alpha' C_t$).

5.4 Tendências Comuns

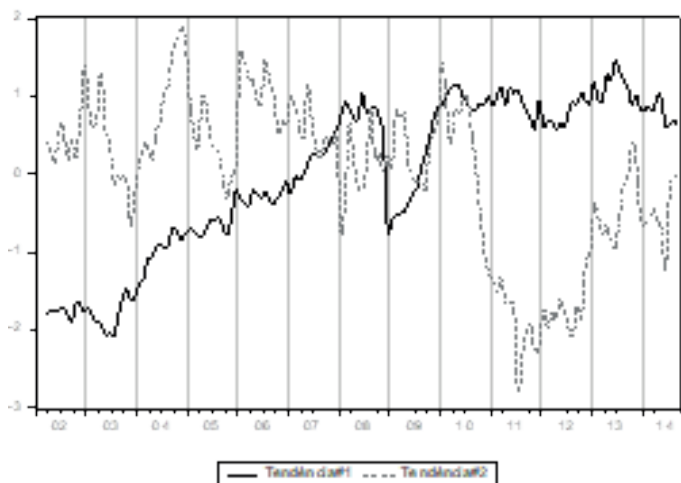
De acordo com o que foi discutido anteriormente, o fato da matriz $A = [\tilde{\alpha}' \alpha']$ possuir posto pleno nos permite utilizar a condição especial verificada na equação (5.10). A partir daí pode-se estimar as tendências individuais $\tilde{\alpha}' - (\alpha' Y_t)$, bem como as $n - r = 4 - 6 = 2$ tendências comuns, $\tilde{\alpha}' Y_t$.

A tendência comum #1 corrobora com a hipótese de quebra estrutural em dezembro de 2008 na atividade industrial da amostra, apresentando uma posterior tendência de crescimento, com a produção industrial voltando ao patamar anterior ao advento da crise em maio de 2010. Por fim, observa-se que a partir de junho de 2013 a série passou a ter uma tendência de crescimento negativo, evidenciando que o setor industrial da região Nordeste e de São Paulo vive um período de instabilidade.

Já a tendência comum #2 apresenta um comportamento divergente, com uma tendência negativa de crescimento a partir de 2010 até meados de 2012, sugerindo que a recuperação na atividade industrial ocorrida no período pós-crise internacional instaurada no

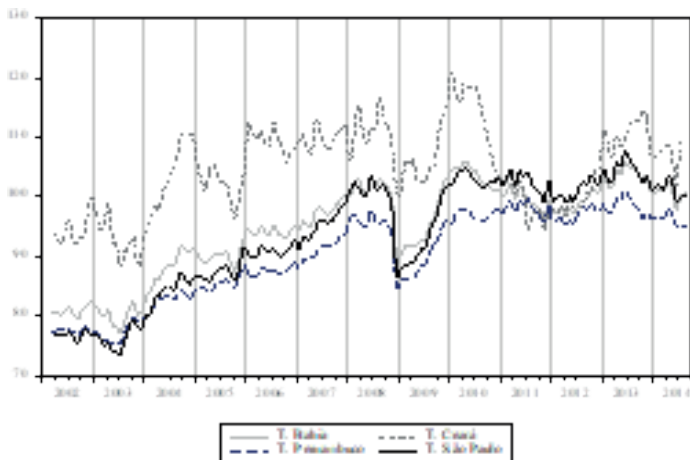
fim de 2008 foi caracterizada por um ciclo positivo de curta duração, com um aprofundamento ainda maior da tendência de recessão na atividade industrial posteriormente. Ainda, segundo a trajetória comum #2 o setor industrial ainda não voltou ao patamar pré-crise internacional.

Figura 2. Tendências Comuns



Fonte: Elaborado pelo Autor.

Figura 3. Tendências Individuais



Fonte: Elaborado pelo Autor.

Observando a figura 3 observa-se que todas as tendências individuais da Bahia, Pernambuco e São Paulo apresentam trajetórias semelhantes, havendo um comportamento médio, enquanto a trajetória de longo prazo do Ceará apresenta um comportamento mais volátil durante todo o período investigado, com destaque para o período pós 2010. A heterogeneidade observada na evolução do setor industrial cearense frente aos outros estados da amostra é reflexo de maior sensibilidade da demanda por bens de consumo finais frente

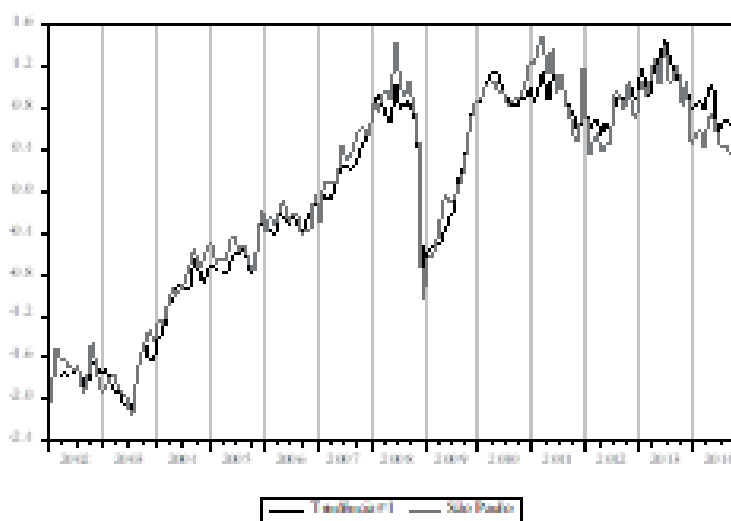
a períodos de instabilidade econômica.

A trajetória semelhante entre os movimentos das tendências individuais da Bahia, Pernambuco e São Paulo é confirmada pelos elevados índices de correlação positiva— todos os índices de correlação são superiores a 0,96. Já a tendência da atividade industrial do Ceará apresenta correlação positiva moderada com São Paulo e Pernambuco – 0,62 e 0,56 respectivamente -, sendo fortemente correlacionada com a tendência da Bahia – 0,72.

Referente aos componentes comuns, somente a trajetória comum #1 apresentou elevado nível de correlação com os estados da amostra, apresentando um nível de correlação positiva na importância de 0,62 com a tendência individual do Ceará, e se correlacionando quase perfeitamente com os índices restantes. Enquanto a trajetória comum #2 apresentou níveis de correlação moderados e negativos com os estados da Bahia, Pernambuco e São Paulo, e correlação positiva de 0,38 com o Ceará. Dessa forma, a hipótese de convergência de longo prazo para a atividade industrial do Ceará com relação aos demais estados não é confirmada.

A Figura 4 compara a tendência comum #1 com a série do estado de São Paulo. Como pode ser observado o choque permanente comum #1 se mostrou muito bem ajustado à dinâmica temporal da produção de São Paulo, confirmando os fatos estilizados pela literatura em economia regional, que apontam o estado de São Paulo como indutor do crescimento econômico dos estados brasileiros.

Figura 4. Tendência estocástica comum #1 e a produção industrial de São Paulo

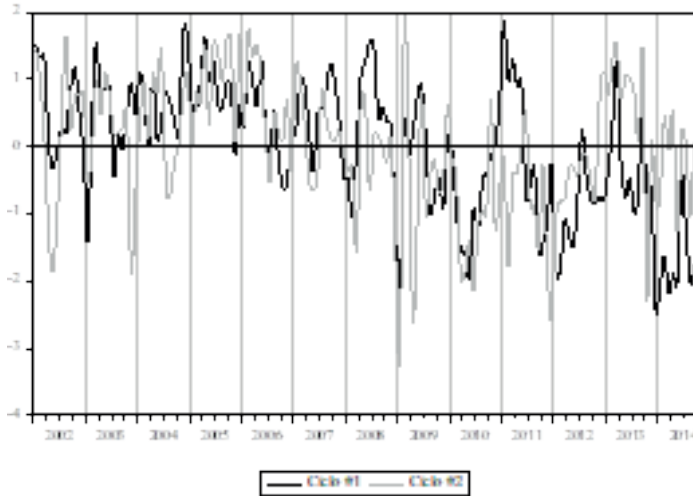


Fonte: Elaborado pelo autor

5.5 Ciclos Comuns

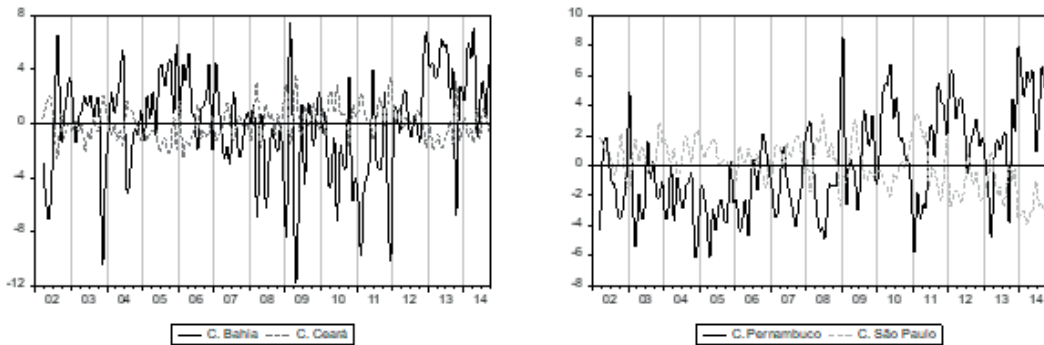
Feita a análise de co-movimentos de longo prazo, a próxima etapa do presente trabalho será extrair os dois ciclos comuns ($n - s = 4 - 2 = 4$) a partir de $\alpha'Y_t = \alpha'C_t$ e os componentes de ciclos individuais de cada região metropolitana através da equação $\alpha - (\alpha' Y_t)$.

Figura 4. Ciclos comuns



Fonte: Elaborado pelo Autor. Os ciclos comuns foram normalizados.

Figura 6. Ciclos Individuais



Fonte: Elaborado pelo Autor.

Assim como na análise das tendências comuns e individuais, os ciclos comuns e ciclos individuais possuem um padrão temporal comparável. O ciclo comum #6 apresenta média semelhante e volatilidade menor do que os ciclos individuais. Analisando os valores extremos destaca-se a o estado de Pernambuco, com o segundo valor máximo da amostra (8,40) e o valor mínimo mais acentuado (-6,60), bem como o maior nível de volatilidade (2,30).

Tabela 9. Estatística Descritiva dos Ciclos

Métrica	BA	CE	PE	SP
Média	0.000	0.000	0.000	0.000
Máximo	7.214	3.65	8.40	3.396
Mínimo	-11.697	-2.623	-6.596	-3.892
D. Padrão	2.303	1.242	3.236	1.526

Fonte: Elaborado pelo Autor

É possível visualizar maiores detalhes desses componentes cíclicos ao utilizar a análise de correlação cruzada de forma a avaliar a relação mútua entre as variáveis.

Tabela 10. Correlação entre os ciclos individuais e comuns

Ciclos	Comum #1	Comum #2	BA	CE	PE	SP
Comum #1	1.000000					
Comum #2	0.483981	1.000000				
BA	-0.088620	0.827715	1.000000			
CE	-0.258370	-0.881923	-0.843926	1.000000		
PE	-0.986228	-0.588415	-0.034726	0.328185	1.000000	
SP	0.877833	0.063255	-0.478684	0.054345	-0.787749	1.000000

Fonte: Elaborado pelo Autor.

De acordo com a tabela 9 o ciclo comum #1 se relaciona de forma negativa com os ciclos individuais, a exceção do ciclo individual de São Paulo – sendo correlacionado de forma forte com os ciclos de Pernambuco e São Paulo –. Já o ciclo comum #2 se relaciona de forma positiva com os ciclos individuais da Bahia e São Paulo e de forma negativa com os ciclos do Ceará e Pernambuco (sendo fortemente correlacionado com os ciclos da Bahia e Ceará).

A presença de movimentos transitórios divergentes entre o ciclo comum #1 e os ciclos experimentados pelos estados da região Nordeste, aliado a forte correlação entre o primeiro e o ciclo individual de São Paulo, indica a provável presença de um *backwash*

effect no curto prazo, com um choque transitório positivo na indústria de São Paulo causando uma externalidade negativa na região Nordeste.

Devido às altas correlações entre os ciclos comuns e os ciclos individuais, o teste de causalidade de Granger se torna uma ferramenta interessante para verificar a capacidade preditiva dos ciclos individuais entre si e a importância dos ciclos comuns #1 e #2 na previsão dos ciclos individuais.

Tabela 11. Causalidade de Granger entre os ciclos individuais. b

Causalidade	BA	CE	PE	SP
BA		0,307	0,143	0,276
CE	0,056		0,210	0,210
PE	0,326	0,762		0,060
SP	0,117	0,85	0,028*	

Fonte: Elaborado pelo Autor. Teste de Causalidade com doze defasagens. b Tabela reporta o p-valor do teste *significância de 5%.

A análise do teste de causalidade entre os ciclos individuais sugere uma hipótese de contágio, com o ciclo de São Paulo causando o ciclo de Pernambuco, não sendo previsto por nenhum dos estados contemplados na amostra. Visto a similaridade da composição industrial de ambos os estados, sugere-se os ciclos positivos experimentados pelo estado *benchmark* – São Paulo – causa um efeito negativo na atividade industrial de Pernambuco, na medida em que a última sofre uma perda de competitividade, acentuando as disparidades de curto prazo entre os estados. As demais dinâmicas de curto prazo não apresentaram nenhuma capacidade preditiva,

Tabela 12. Causalidade de Granger entre os ciclos individuais e comuns. b

Causalidade	BA	CE	PE	SP
C. Comum #1 > C. Individual	0.353	0.831	0.05*	0.316
C. Individual > C. Comum #1	0.310	0,294	0.440	0.087
C. Comum #2 > C. Individual	0.3508	0.043*	0.159	0.396
C. Individual > C. Comum #2	0.7674	0.001*	0.678	10.134

Fonte: Elaborado pelo Autor. Teste de Causalidade com doze lags de defasagem. b Tabela reporta o p-valor do teste *significância de 5%.

Conforme a tabela 13, nenhum dos ciclos individuais foi capaz de prever o ciclo comum #1, enquanto o ciclo comum #1 é capaz de prever o ciclo de Pernambuco. Já em relação ao ciclo comum #2, observa-se um processo de bi-causalidade entre o ciclo comum #2 e o ciclo do Ceará.

Uma vez observada o alto grau de correlação entre o ciclo comum #1 e o ciclo individual de São Paulo, o resultado corrobora com a hipótese de contágio do ciclo de São Paulo em direção ao ciclo de Pernambuco.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo tem por objetivo caracterizar o relacionamento intrarregional da atividade industrial nordestina, bem como o efeito das flutuações na dinâmica industrial de São Paulo sobre o comportamento dos índices do Nordeste no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2014. O trabalho agrega à pesquisa em economia regional na medida em que a adoção de técnicas de séries temporais permite identificar choques permanentes e transitórios nos índices, decompondo a análise em um horizonte de curto e longo prazo.

Seguindo a metodologia de decomposição de tendências e ciclos de Vahid e Engle (1993) o modelo mostrou a existência de duas tendências estocásticas comuns entre as séries, determinadas por fatores, como choques tecnológicos ou de produtividade. A trajetória comum #1 sugere um equilíbrio de longo prazo, caracterizado por uma correlação forte e positiva com as tendências individuais, porém a tendência comum #2, ao observar correlação positiva somente com o estado do Ceará e negativa com os demais, abre discussão em direção à ausência de convergência entre a atividade industrial cearense e do restante da amostra.

Com relação ao horizonte de curto prazo, observamos também uma relação de fraca dependência das flutuações econômicas da região nordeste, a exceção da relação entre Bahia e Ceará, que se apresentaram fortemente contra cíclicas. Tal evidência corrobora com os resultados reportados por Magalhães e Domingues (2007), Perobelli e Haddad (2006) e Perobelli et. al (2010) que identificaram um alto grau de fragmentação na atividade industrial nordestina, e uma conseqüente heterogeneidade na economia regional.

A hipótese nula de ausência de um equilíbrio estável no horizonte de curto prazo na relação entre polos econômicos desenvolvidos e em desenvolvimento não pode ser rejeitada com relação aos efeitos de choques no lado da demanda na atividade de São Paulo em direção à Pernambuco. Evidenciou-se uma forte correlação negativa entre os ciclos, com influência preditiva do ciclo do índice paulista no ciclo de Pernambuco, sinalizando que um distúrbio positivo no lado da demanda sobre a estrutura positiva de São Paulo gera um efeito negativo sobre a dinâmica industrial pernambucana – predominância do efeito retardamento.

Com relação à Bahia, observamos uma relação negativa de curto prazo, mas o teste de causalidade de Granger rejeitou a hipótese de contágio. Por fim, as flutuações econômicas do índice cearense demonstraram-se independentes do comportamento paulista. Justificamos essa evidência empírica pela diferença na composição da estrutura produtiva dos

estados, de modo que os choques no lado da demanda do setor paulista não tem qualquer influência sobre a dinâmica industrial do Ceará.

Portanto, políticas que tem por objetivo promover mudanças estruturais na atividade industrial dos estados tem o potencial de gerar benefícios devido à existência de uma relação positiva de longo prazo entre os mesmos. Tal relação de longo prazo é um facilitador para a promoção de políticas de interação comercial entre os estados, principalmente entre Bahia, Pernambuco e São Paulo, visto a similaridade da estrutura produtiva.

Contudo, num horizonte de curto prazo a ausência de sincronização intrarregional e presença de efeito retardamento inter-regional dificulta a adoção de políticas comuns na região frente a choques no lado da demanda, acentuando o processo de fragmentação e disparidades na atividade industrial nordestina.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANERJEE, ANINDYA, ROBIN L. LUMSDAINE, AND JAMES H. STOCK (1992). Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence, **Journal of Business & Economic Statistics**, 10, 271–287.

BAXTER, M., KING, R. G. Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. **The Review of Economics and Statistics**, v. 81 (4), p. 575–593, 1999.

BEVERIDGE, S., NELSON, C. R. A. New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. **Journal of Monetary Economics**, v. 7, p. 151-174, 1981.

CARLINO, G., SILL, K. Regional Income Fluctuations: Common Trends and Common Cycles. **The Review of Economics and Statistics**, MIT Press, v.83(3), p.446-456, 2001.

CERRO, A.M., PINEDA, J. Do common cycles exist in Latin American countries? **Latin American Research Abstracts**, No. 17, 2002.

ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T.J., STOCK, J.H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root', **Econometrica**, v.64, p.813-836, 1996.

ENGLE, R.F., KOZICKI, S. Testing for Common Features. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.11, p.369-380, 1993.

GILES, D.E., GODWIN, R.T. Testing for Multivariate Cointegration in the Presence of Structural Breaks: p-values and critical values. **Applied Economics Letters**, v.19, p.1561-1565, 2012.

GUTIERREZ, C. E. C., GOMES, F. A. R. Evidence on common feature and business cycle synchronization in mercosur. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 29, p.37-58, 2009.

HECQ. A. Common Cycles and Common Trends in Latin America. **Medium Econometrische Toepassingen**, Vol. 10, p.20-25, 2002.

HODRICK, R., PRESCOTT, E. Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. Working Paper, Carnegie-Mellon, University, 1981. **Reimpresso em Journal of Money, Credit and Banking**, v. 29, No. 1, 1997.

ISSLER, J. V.; VAHID, F.. Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates. **Journal of Monetary Economics**. v. 47, n. 3, p. 449-475, 2001.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, p.231-254, 1988.

JOHANSEN, S., MOSCONI, R., NIELSEN, B. Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend. **Econometrics Journal**, v.3, p.216-249, 2000.

MAGALHÃES, A. S.; DOMINGUES, E. P. Relações interestaduais e intersetoriais de comércio no Brasil: uma análise gravitacional e regional. In: **XXXV Encontro Nacional de Economia**. Anais. Recife: ANPEC, 2007.

NETO, L.G. Trajetória Econômica de uma Região Periférica. **Estudos Avançados** v.11, no.29, 1997,

PEROBELLI, F. S., HADDAD, E. A. Padrões de comércio interestadual no Brasil, 1985 e 1997. **Revista Economia Contemporânea** v.10, no.1, p.61-88, 2006

PEROBELLI, F.S., HADDAD, E.A., Mota, G.P. & Farinazzo, R. A. Estrutura de interdependência inter-regional no Brasil: Uma análise espacial de insumo-produto para os anos de 1996 e 2002, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.40, no. 2, p. 281-325, 2010.

PERRON, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, **Econometrica**, 57, 1361-1401.

PERRON, P.; VOGELSANG, T.J. Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity, **Journal of Business & Economic Statistics**, v.10, p.301-320, 1992a.

PERRON, P.; VOGELSANG, T.J. Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions, **Journal of Business & Economic Statistics**, v.10, p.467–470, 1992b.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Testing for Common Trends. **Journal of the American Statistical Association**, v. 83, n. 404, p. 1097-1107, 1988.

VAHID, F.; ENGLE, R.F. Common Trends and Common Cycles, **Journal of Applied Econometrics**, v.8, p.341-360, 1993.

VOGELSANG, TIMOTHY J. AND PIERRE PERRON (1998). Additional Test for Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time, **International Economic Review**, 39, 1073–1100.

ZIVOT, E., ANDREWS, D. W. K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, **Journal of Business and Economic Statistics**, v.10, p.251-270, 1992.

ipece



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