



GOVERNO DO
ESTADO DO CEARÁ

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

ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE 2012

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 2012

Fortaleza-CE
Julho/2013

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ

Cid Ferreira Gomes – Governador

Domingos Gomes de Aguiar Filho – Vice Governador

SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO (SEPLAG)

Eduardo Diogo – Secretário

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE)

Flávio Ataliba F. D. Barreto – Diretor Geral

Adriano Sarquis B. de Menezes – Diretor de Estudos Econômicos

Regis Façanha Dantas – Diretor de Estudos Sociais

Organizadores

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto

Adriano Sarquis B. de Menezes,

Regis Façanha Dantas

Emanuel Lindemberg Silva Albuquerque

Fátima Juvenal de Sousa

Laura Carolina Gonçalves

Conselho Editorial

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

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

Emerson Marinho (CAEN-UFC)

João Mário de França (CAEN-UFC)

José Raimundo Carvalho (CAEN-UFC)

Ricardo Antônio de Castro Pereira (CAEN- UFC)

Nicolino Trompieri Neto (IPECE / UNIFOR)

Projeto Gráfico

Nertan Cruz

ECONOMIA CEARÁ EM DEBATE 2012

v-1 - 2013

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto, Adriano Sarquis B. de Menezes, Regis Façanha Dantas, Emanuel Lindemberg Silva Albuquerque, Fátima Juvenal de Sousa, Laura Carolina Gonçalves (organizadores).

Fortaleza: IPECE, 2012. 263 p.

ISBN: 978-85-98664-29-3

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

II - Título

CDU 330 (813.1)

Copyright © 2012 - IPECE - *Impresso no Brasil / Printed in Brasil*

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

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE)

Av. Gal. Afonso Albuquerque Lima, s/nº - Edifício SEPLAG - 2º Andar

Centro Administrativo Governador Virgílio Távora – Cambéba

Tel. (85) 3101-3496

CEP: 60830-120 – Fortaleza-CE.

ouvidoria@ipece.ce.gov.br - www.ipece.ce.gov.br

APRESENTAÇÃO

O livro *Economia do Ceará em Debate 2012* é uma coletânea dos doze melhores artigos dentre os trinta selecionados e apresentados por ocasião do VIII Encontro Economia do Ceará em Debate, realizado pelo Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), no dia 20 de novembro do ano 2012, na Assembleia Legislativa do Estado do Ceará – Anexo II. A seleção dos artigos coube à banca formada pelos professores doutores e pesquisadores Francisco Evangelista (ETENE/BNB); João Mário (CAEN-UFC) e Emerson Marinho (CAEN-UFC, aos quais, em nome do IPECE, registramos os mais sinceros agradecimentos. Participaram do encontro e contribuíram assim para o saudável debate os presidentes das mesas, professores Regis Façanha (IPECE); Wellington Damasceno (BNB – ETENE); Francisco Marcelo (SINTAF) e Haroldo Rodrigues (FUNCAP). Coube a professor Armando Castelar (FGV-RJ), palestra magna:

“Além da Euforia: Riscos e Lacunas do Modelo Brasileiro de Desenvolvimento”.

O livro que apresentamos é fruto do Encontro, bem como de trabalho interativo entre Governo do Estado e academia, que contou com o envolvimento intenso dos colaboradores do IPECE. Agradecemos o apoio recebido do Governo do Estado do Ceará, por intermédio da Casa Civil, da Secretaria de Planejamento e Gestão e Assembleia Legislativa do Estado do Ceará; Devemos igualmente gratidão ao Bradesco, Banco do Nordeste do Brasil e SINTAF pelo apoio e premiação dos artigos que lograram os três primeiros lugares, aqui publicados; a Associação dos Auditores de Controle Interno do Estado do Ceará (AACI). Todos colaboraram e contribuíram com sua participação para o sucesso do evento e permitiram a publicação deste livro, que apresentamos à sociedade e que contém contribuições para o entendimento de diversas dimensões da economia do Ceará.

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto

Diretor Geral do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

SUMÁRIO

EFEITO VIZINHANÇA SOBRE A ESCOLHA DO INDIVÍDUO NO MERCADO DE TRABALHO EM FORTALEZA

Celina Santos De Oliveira, Ricardo Brito Soares06

UM ESTUDO SOBRE AS CAUSAS DE ABANDONO ESCOLAR NAS ESCOLAS PÚBLICAS DE ENSINO MÉDIO NO ESTADO DO CEARÁ

Pablo Urano de Carvalho Castelar, Vitor Borges Monteiro, Daniel Campos Lavor33

GASTOS PÚBLICOS E CRESCIMENTO ECONÔMICO: EVIDÊNCIAS DA ECONOMIA CEARENSE

Gabriel Sampaio Morais, Jair Andrade de Araujo, Vitor Borges Monteiro.....57

A DESIGUALDADE DE RENDA CEARENSE NO CONTEXTO DO NORDESTE AO LONGO DA DÉCADA DE 2000: DECOMPOSIÇÃO POR FATORES COMPONENTES DE RENDA

Vitor Hugo Miro, José Freire Júnior76

ANÁLISE DOS DETERMINANTES DOS RENDIMENTOS NO SERVIÇO PÚBLICO ESTADUAL: O CASO DO EXECUTIVO DO ESTADO DO CEARÁ

Bruno Alexandre Braga, Andrei Gomes Simonassi, Gleíza Guerra de Assis Braga.....90

CARACTERIZAÇÃO DO NÍVEL DE CRIMINALIDADE NO CEARÁ E SEUS DETERMINANTES SOCIOECONÔMICOS

Wescley de Freitas Barbosa, Eliane Pinheiro de Sousa115

ESTUDO DA POBREZA MULTIDIMENSIONAL NO ESTADO DO CEARÁ

Jair Andrade de Araújo, Gabriel Sampaio Morais, Mércia Santos da Cruz142

FATORES MACROECONÔMICOS DETERMINANTES DO MERCADO IMOBILIÁRIO DO ESTADO DO CEARÁ

Marcelo Miranda de Melo166

IDENTIDADE ECONÔMICA E ARRANJOS FAMILIARES: UM ESTUDO COMPARATIVO ENTRE CEARÁ, RIO DE JANEIRO E SÃO PAULO

Daniel Cirilo Suliano, Márcio Veras Corrêa204

CRESCIMENTO E CAPITAL HUMANO: UMA ANÁLISE NOS MUNICÍPIOS CEARENSES

Silvando Carmo de Oliveira, Francisco José Silva Tabosa, Fernando Daniel Mayorga ..
.....205

O MAPEAMENTO DA EXTREMA POBREZA E DA COBERTURA DOS PROGRAMAS GOVERNAMENTAIS NOS MUNICÍPIOS DO ESTADO DO CEARÁ

Alberto de Souza Melo Filho, Ricardo Brito Soares, Francisco José Silva Tabosa, Patrícia Simões226

UMA ANÁLISE MULTIDIMENSIONAL DA POBREZA NO CEARÁ

Jimmy Lima de Oliveira248

EFEITO VIZINHANÇA SOBRE A ESCOLHA DO INDIVÍDUO NO MERCADO DE TRABALHO EM FORTALEZA

Celina Santos De Oliveira¹

Ricardo Brito Soares²

RESUMO

Estudos recentes têm evidenciado a importância do *status* de ocupação autônoma por este representar uma alternativa ao emprego remunerado e uma possibilidade de resposta ao desemprego. Nesse contexto, esse artigo tem por objetivo analisar empiricamente os determinantes que influenciam a escolha do indivíduo em ser autônomo (vis-à-vis, ser assalariado), com ênfase para o efeito que o contexto social de vizinhança pode exercer sobre esta escolha. Para isto utilizou-se modelos de Multinível para escolha discreta, sendo as informações dos indivíduos no mercado de trabalho extraídas da Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED da Região Metropolitana de Fortaleza para os anos de 2009 e 2010. O uso do modelo Multinível para testar efeitos de vizinhança e a própria base de dados são contribuições desta pesquisa. Entre outros resultados verificou-se que modelos de decisão no mercado de trabalho que excluem a possibilidade de interação social em vizinhança, podem gerar resultados viesados. Este efeito mostrou-se altamente significativo e positivo indicando que um trabalhador cuja vizinhança possui uma alta participação de trabalho autônomo, tem uma probabilidade maior de também escolher este tipo de trabalho, que outro trabalhador com as mesmas características, mas que mora em outra vizinhança com prevalência de trabalhadores assalariados.

Palavras-Chave: Autônomo, Modelos Multíveis, Logit, Interação Social.

ABSTRACT

Recent studies have shown the importance of self-employment as an alternative to wage employment and a response to unemployment. In this context, this article aims to examine empirically the determinants that influence the workers' choice between self-employment and wage worker, emphasizing the influence of neighborhood effects on this choice. To accomplish this task it uses a Multilevel Model for Discrete Choice and data set about individuals' labor market drawn from the Survey on Employment and Unemployment (Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED), which covers the Metropolitan Area of Fortaleza for the years 2009 and 2010. The use of the Multilevel Model for testing the effects of neighborhoods on individuals, and the own database are

¹ Mestre em Economia, CAEN/UFC. oli.celina@gmail.com

² Professor da UFC, Departamento de Administração. Ph.D em Economia pela University of New Hampshire (EUA). (85) 3366-7751. E-mail: ricardosoares@caen.ufc.br

contributions of this research. Among other results it was found that decision models in the labor markets excluding the possibility of social interaction in neighborhoods, may produce biased results. This effect was highly significant and positive indicating that a worker whose neighborhood has a high share of self-employment is also more likely to choose this type of work than another worker with the same characteristics, but who lives in another neighborhood with prevalence wage employees.

Keywords: Self-employment, Multilevel Models, Logit, Social Interaction.

1. INTRODUÇÃO

É crescente por parte dos pesquisadores o interesse em relação aos determinantes do mercado de trabalho informal. Isto se deve ao fato de que uma grande fração da população em idade ativa está empregada em trabalhos informais em muitos centros urbanos do país. Segundo Ramos (2002) e Ramos e Ferreira (2005), a década de 90³ foi marcada por um significativo aumento do grau de informalidade no Brasil provocada por grandes transformações no cenário macroeconômico nacional. Para Ramos (2002) as mudanças principais foram a abertura da economia, o Plano Real em 1994 e a alteração do regime cambial em 1999. A combinação dessas diferentes políticas e todo o contexto macroeconômico terminou por influenciar mudanças na composição setorial da ocupação destacado pela expansão do setor de serviços e retração da indústria de transformação (RAMOS, 2002; RAMOS E FERREIRA, 2005 e RAMOS, 2007).

Embora a taxa de informalidade tenha arrefecido na década de 2000 para o Brasil como um todo (RAMOS, 2007), a participação do trabalhador informal no mercado de trabalho ainda é bastante significativa, e em certas regiões metropolitanas ocorre uma consolidação deste tipo de trabalho mais como uma opção de “nano-negócio” do que como um arranjo de sobrevivência.

No mercado de trabalho de Fortaleza a participação percentual do trabalho não assalariado passou de 29,36% em 2000 para 34,24% em 2007 sobre o total de pessoas ocupadas, segundo um estudo realizado pelo Instituto de Desenvolvimento do Trabalho (IDT). Nesse estudo, dentre as categorias do trabalho não assalariado encontra-se o profissional liberal, membro da família sem remuneração, autônomo e empregador. É possível destacar ainda a participação do trabalho autônomo com um percentual de 25,92% em 2000 e de 31,78 em 2007.

Já o Balanço Anual de 2010 da PED publicou as estimativas do número de ocupados segundo o *status* de ocupação para a Região Metropolitana de Fortaleza para os anos de 2009 e 2010. Nessa publicação foi possível verificar a taxa relativa de crescimento entre esses dois anos. Para o total de ocupados a taxa foi de 5,5%, para os assalariados 6,9% e para os autônomos 6,2%. Destaca-se ainda um aumento de 83 mil ocupados sendo que desses 61 mil foram assalariados e 25 mil autônomos, com uma queda de 3 mil nos demais *status*.

Dada essa participação dos autônomos no mercado de trabalho alguns estudos vêm sendo realizados para tentar identificar fatores que determinam ou influenciam a escolha de um indivíduo em ser autônomo. Esses estudos podem facilitar

³ A taxa de informalidade passou de 40% em 1991 para 50% em 2001 de acordo com Ramos (2002) e Ramos e Ferreira (2005).

a criação e aplicação de políticas públicas que visam facilitar a existência e a permanência desse setor na economia.

A importância desse *status* de ocupação está no fato de que ele pode ser considerado como uma alternativa ao emprego remunerado, ou seja, uma possibilidade de resposta ao desemprego, pois amplia a escolha do indivíduo frente aos seus concorrentes potenciais do mercado de trabalho e aos próprios desempregados. Além de ser considerado uma ferramenta de combate ao desemprego e a criação de bem estar e renda, o trabalho autônomo, torna a economia mais dinâmica ao introduzir novos bens e serviços inovadores no mercado contribuindo para a redução da pobreza e aumento do crescimento econômico. (DESTRÉ e HENRARD, 2004; MILLÁN *et al.*, 2011; DO e DUCHÊNE, 2008).

Johansson (2000) afirma que o setor autônomo e o empreendedorismo são importantes para o desemprego e crescimento da economia. Assim, argumenta que os autônomos não somente criam empregos para eles mesmos, mas também para os outros indivíduos.

Nesse contexto, este artigo tem por objetivo analisar alguns determinantes que influenciam a escolha do indivíduo entre os dois *status* de ocupação, autônomo e assalariado em Fortaleza nos anos de 2009 e 2010. Dentre esses determinantes estão aqueles relacionados aos ganhos potenciais (como educação, experiência e setor de atividade) e aqueles relacionados as características familiares.

Procura-se ainda, investigar e destacar a existência de um efeito de interação social chamado de efeito vizinhança, sobre a escolha do indivíduo entre esses dois *status* de ocupação.

A tentativa de captar este efeito de interação social está no fato de que não se pode considerar os indivíduos como entidades isoladas e sim como parte de um grupo social de amigos, parentes ou vizinhos onde o comportamento de um participante do grupo é influenciado pelas características e comportamentos dos demais membros do seu grupo social.

Como hipóteses, espera-se que os determinantes relacionados aos ganhos potenciais tenham resultados significantes e que o efeito de vizinhança seja positivo, ou seja, que a presença de autônomos no meio social possa influenciar a decisão do indivíduo em ser autônomo (multiplicador social do trabalho informal/autônomo). Isto porque, indivíduos com mesmas características (salário potencial) possuem riscos diferentes de entrarem na informalidade quando estes residem em vizinhanças com distintos graus de informalidade.

Como método de estimação utilizou-se o modelo econométrico de escolha discreta, Logit, juntamente com a utilização de modelos Hierárquicos ou Multiníveis. Os modelos econométricos Multiníveis são utilizados porque a estrutura da base de dados tem uma característica hierárquica, ou seja, as unidades de observações de análise estão agrupadas em unidade ainda maiores. Nesta pesquisa, a hierarquia é identificada pela presença de indivíduos agrupados em conglomerados construídos a partir do setor censitário.

A base de dados utilizada é resultante da Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED na Região Metropolitana de Fortaleza realizada mensalmente desde outubro de 2008 pelo DIEESE e a Fundação SEADE. Esta base capta informações de um mercado de trabalho heterogêneo e permite o acompanhamento conjuntural da evolução do mercado de trabalho regional com periodicidade mensal. É possível extrair dessa base informações sobre as características dos indivíduos e de sua família, como

por exemplo, idade, escolaridade, rendimentos auferidos, horas trabalhadas e características sobre os postos de trabalhos.

Além desta introdução, este artigo está dividido em mais três capítulos mais a conclusão. No primeiro tem-se a revisão de literatura com estudos que abordam dois temas: os fatores que influenciam a decisão do indivíduo em ser autônomo e uma literatura sobre a interação social. No segundo, tem-se a descrição da metodologia, da base de dados e das variáveis utilizadas. No terceiro e último, será analisado os resultados encontrados das estimações sobre os fatores que influenciam a decisão do indivíduo em ser autônomo na Região Metropolitana de Fortaleza para os anos de 2009 e 2010.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Muitos estudos na literatura nacional e internacional tem procurado investigar as características e a influência do setor informal sobre o desenvolvimento econômico. A princípio o debate estava focalizado sobre a tentativa de definir e diferenciar os conceitos entre setor formal e informal. Logo após, alguns estudos procuraram investigar a importância da informalidade para a economia dada a sua grande participação ocasionada por fatores econômicos de reestruturação industrial ocorridas nas décadas de 80 e 90.

Segundo Hallak Neto, Namir e Kozovits (2012) o setor informal é reconhecido como uma fonte de oportunidades de trabalho e rendimento para aqueles que não têm o perfil do mercado formal. Nessa mesma linha, Machado, Oliveira e Antigo (2008) afirmam que a falta de oportunidades de emprego formal levam obrigatoriamente as pessoas para o setor informal. No entanto, afirmam ainda que, se trabalhadores preferem não ter chefe e ter uma maior flexibilidade de jornada de trabalho, a ida para o setor informal seria apenas uma escolha.

Independente da motivação da existência do trabalho informal, autores como Ulysea (2005) afirma que as políticas públicas voltadas para a redução da pobreza e das desigualdades devem ter como objetivo o desenvolvimento da capacidade produtiva do setor informal. Isto porque, este setor muitas vezes supre a demanda por bens e serviços gerada pelo setor formal, assim há um vínculo entre esses dois setores como, por exemplo, a contribuição do setor informal nas cadeias produtivas geradas pelo setor formal. Com isso, o autor considera que esses setores têm propriedades em comum e atuam como peças interconectadas do sistema produtivo

Quanto ao conceito de setor informal, Ulysea (2006) evidencia que no Brasil, a definição está baseada na legislação onde todos os trabalhadores assalariados que possuem carteira de trabalho assinada são definidos como trabalhador formal, fazendo com que a definição de informalidade ficasse associada à posse ou não da mesma. Incluem-se ainda no setor informal os trabalhadores autônomos e os que não contribuem para a previdência social.

Dado que uma parte significativa do mercado de trabalho está no setor informal e este, por sua vez, é constituído em grande parte pelo trabalho autônomo, uma vasta literatura tem surgido para identificar as suas características e motivações. Dentre as pesquisas muitas estão envolvidas em analisar empiricamente quais fatores influenciam na escolha profissional dos indivíduos.

A literatura tradicional procura investigar esses fatores a partir da teoria da utilidade do indivíduo onde supõe que o indivíduo irá escolher o *status* autônomo se a sua utilidade de ser autônomo exceder a utilidade dele ser assalariado.

Em estudos empíricos como o de Rees e Shah (1986), Johansson (2000) e Do e Duchêne (2008) apontaram que o salário potencial determinado por fatores individuais e de setor de atividade econômica é o principal fator que leva a utilidade do autônomo ser maior do que do assalariado. Assim, o salário potencial através de seus principais determinantes pode explicar as escolhas do indivíduo. Portanto, explica-se a grande atração de indivíduos para o trabalho autônomo quando os ganhos relativos nesse tipo de trabalho são mais elevados em comparação ao assalariado.

Além do diferencial de renda, as pesquisas consideraram como fatores que também podem influenciar na utilidade e logo na decisão do indivíduo características sociais dos indivíduos como atributos pessoais, as responsabilidades familiares, restrições financeiras, o conhecimento e a habilidade, e características do meio social onde ele vive como o *background* familiar e social.

Nessa linha de pesquisa, Rees e Shah (1986) desenvolve um modelo econométrico com a finalidade de examinar empiricamente os determinantes da escolha dos indivíduos em ser autônomos. Os autores estimaram a equação de rendimentos que permite calcular o diferencial de rendimentos entre autônomos e assalariados incorporando depois na equação de escolha do indivíduo entre os dois *status* de ocupação. Como resultado, os autores encontraram que a probabilidade de ser autônomo depende positivamente do diferencial de ganhos previstos entre os dois *status* e que a educação e idade são determinantes significativos da escolha do indivíduo em ser autônomo.

Seguindo o mesmo caminho, De Wit e Van Winden (1989) investigaram os determinantes da escolha do indivíduo em ser autônomo para os trabalhadores da Holanda. Os autores utilizaram uma base de dados coletada em 1952 com informações sobre o desempenho escolar e *background* familiar dos estudantes de 4ª e 5ª série. Em 1983, os indivíduos foram contados novamente acrescentando informações sobre educação, mercado de trabalho e renda. Com essa base, os autores puderam incluir variáveis de desempenho e habilidade escolar na infância e *background* familiar. Dentro desta última, as características foram religião, nível de renda, se o indivíduo possuía pai autônomo, dentre outras. A pesquisa apontou que se o pai era autônomo há uma alta e significativa probabilidade do indivíduo ser também autônomo. Quanto ao diferencial de renda esperado entre os dois tipos de ocupação, encontraram sinais positivos assim como nos autores citados anteriormente, mas com um nível de significância muito baixo.

Para Johansson (2000) o que leva um indivíduo a decidir ser autônomo ao invés de assalariado é se sua utilidade ao tomar essa decisão for maior do que a sua utilidade em ser assalariado. Para o autor, os fatores que influenciam essa utilidade é a diferença de renda esperada entre os dois *status* de ocupação. Com isso, foi questionado se os ganhos relativos dos autônomos atraem os indivíduos para a carreira de empreendedor. Como resultado, foi encontrado que o diferencial de renda esperado foi significativo e positivo, implicando que os ganhos dos autônomos excedem os ganhos dos assalariados aumentando assim a probabilidade do indivíduo em ocupar esse *status*.

Nessa mesma abordagem, os autores Destré e Henrard (2004) também analisaram os determinantes da escolha entre autônomos e assalariados utilizando uma base da Colômbia composta apenas por homens. Verificou o impacto do grau de instrução, idade, estado civil, se possui filhos ou não, capital financeiro, setor

econômico, localização geográfica e o diferencial de renda esperado. Como principal resultado, a pesquisa apontou que o diferencial de rendimentos esperado entre estes dois tipos de emprego é o principal determinante da escolha ocupacional.

Do e Duchêne (2008) analisou os fatores que afetam a escolha dos trabalhadores entre autônomos e assalariados para o Vietnã. Dentre os fatores, foi considerado o nível educacional, experiência, estado civil, capital financeiro e localização geográfica e considerou como um dos principais fatores o diferencial de renda esperada entre autônomos e assalariados. Como resultado, foi encontrado que independentemente do nível de escolaridade, experiências e antecedentes familiares, a perspectiva de ter um salário mais elevado desempenha um papel importante no comportamento de escolha dos trabalhadores.

Com essa literatura foi possível verificar que a previsão do diferencial de rendimentos juntamente com as características individuais e familiares são importantes para a escolha do indivíduo entre autônomo e assalariado.

A partir disso, propõe-se nessa atual pesquisa, incluir uma nova característica na função de utilidade do indivíduo que poderá captar um novo efeito sobre as suas decisões.

Esse novo efeito surge ao considerar as características do meio social onde o indivíduo vive, pois se espera que o comportamento dos indivíduos seja influenciado pelo grupo social no qual ele está inserido.

Essa abordagem está baseada na teoria da interação social, onde uma vasta literatura tem procurado ligar economia com interação social investigando a influência do comportamento social sobre a decisão do indivíduo. Como afirmado por Topa (2001), as ações dos indivíduos afetam as escolhas e *payoffs* de outros indivíduos de forma direta através da relação de aprendizagem, da imitação, da partilha de informações e outras externalidades.

Para Durlauf (2004) as escolhas individuais são também influenciadas pelas escolhas predominantes dos grupos de referência daquele indivíduo. É possível observar esses comportamentos em diversas formas como em atividades criminosas, participação na educação e atividade econômica.

A interação social surge ao reconhecer que os indivíduos não podem ser considerados como entidades isoladas e sim como parte de uma rede social de amigos, parentes e vizinhos que juntos fornecem normas culturais, oportunidades econômicas, fluxos de informações e sanções sociais. (TOPA, 2001)

Durlauf (2004) cita como exemplo de interação social o efeito vizinhança onde o comportamento de um indivíduo em um bairro é influenciado pelas características e comportamentos de um período anterior dos membros mais velhos de seu grupo social. Os modelos que envolvem esse tipo de efeito geralmente tentam captar algum tipo de comportamento imitativo dos indivíduos. Tais comportamentos podem ser devido a fatores psicológicos como o desejo intrínseco de se comportar como os outros indivíduos. Isso implica que os indivíduos ao avaliarem suas escolhas irão encontrar um determinado comportamento relativamente mais desejável se os outros se comportaram ou estão atualmente se comportando da mesma maneira.

Como exemplo desse tipo de efeito sobre o comportamento dos indivíduos, Darlauf (2004) cita o fato de que a permanência dos alunos na escola é maior quando adultos, em seu grupo, frequentaram ou ainda frequentam escolas, faculdades e cursos.

Empiricamente, Garner e Raudenbush (1991) procurou verificar essa influência sobre a educação. Eles investigam o efeito vizinhança sobre o nível de escolaridade utilizando modelos de regressão linear hierárquica. Os autores encontraram

uma relação negativa entre as condições de privação nos bairros e o nível de escolaridade, ou seja, aqueles alunos pertencentes a bairros com condições precárias tendem a ter um menor nível de escolaridade.

Para Borjas (1995), a formação do capital humano não depende somente das habilidades paternas, mas também do grupo étnico a qual o trabalhador pertence. Para o autor, os bairros ou grupos sociais tendem a isolar pessoas com formação similar promovendo um conjunto de atitudes culturais, contatos sociais e oportunidades econômicas que afetam a vida dessas pessoas.

Já no mercado de trabalho, a interação social é observada ao analisar que o modo de vida das pessoas está baseado tanto nos ganhos dados pelo seu estoque de capital humano como pelas oportunidades ofertadas pelas redes sociais ou até mesmo pelas tendências sociais, onde as decisões dos trabalhadores sobre suas atividades são estimuladas e influenciadas pela decisão de outros no mercado de trabalho. (SOARES, 2007)

Coleman (1988) considera as redes sociais como fonte de capital social, pois fornecem informações valiosas, menores custos de transação e permite o acompanhamento e a aplicação de resultados socialmente ótimos.

Ioannides e Loury (2004) afirma que o acesso à informação é fortemente influenciada pela estrutura social. Além disso, os indivíduos usam conexões com outros, como amigos e conhecidos no meio profissional e social, para construir e manter redes de informação. Os autores evidenciam a importância das redes sociais para o mercado de trabalho, onde foi documentado que 30-60 por cento dos trabalhos são encontrados através de amigos ou parentes.

Topa (2001) analisou um modelo que incorporou as interações locais de agentes que trocam informações sobre vagas de emprego dentro de suas redes sociais onde sua hipótese é a de que os agentes tem uma probabilidade maior de estarem empregados se seus contatos sociais também estão empregados. Em seu artigo, Topa (2001) utilizou o setor censitário de Chicago e encontrou coeficientes positivos para a interação social. Além disso, foi encontrado também que as interações locais são fortes em setores censitários com menor nível de educação e com um menor número de trabalhadores. E interações locais mais fracas em setores distantes e onde existem muitas diferenças étnicas.

Já Soares (2007), analisou a relação no mercado de trabalho com interação social onde, para ele, a decisão de trabalhar no setor informal poderia ser afetada por tendências locais que incentivam atividades informais através de contatos da sua rede social.

Munshi (2003) procurou identificar os efeitos das redes sociais entre os migrantes mexicanos no mercado de trabalho dos EUA. O autor evidencia a importância dos amigos e dos familiares no encaminhamento de emprego. No caso dos imigrantes, espera-se que os laços sociais sejam ainda mais fortes no processo de procura de emprego, apoiada na visão de que os amigos e parentes são a principal fonte de informações sobre empregos. Como resultado principal, foi encontrado que um indivíduo, pertencente a uma rede social, tem maior probabilidade de ter e de manter um emprego em um setor não agrícola.

Laschever (2007) analisou como as redes sociais formadas involuntariamente a partir da listagem de jovens americanos para a Primeira Guerra Mundial afetam o mercado de trabalho dos indivíduos participantes dessa rede. Como resultado, encontrou que as interações sociais desempenham um papel importante no mercado de trabalho, mesmo quando os grupos são formados involuntariamente. O

autor encontrou efeitos sociais sobre o emprego onde uma mudança no emprego de um indivíduo se propaga através da rede e afeta o emprego dos outros indivíduos da rede, implicando que existe um efeito multiplicador ou efeito *spillover* das redes sociais sobre o mercado de trabalho analisado.

Araujo, De Janvry e Sadoulet (2004) procuraram investigar quais os determinantes que dão acesso ao emprego não-agrícola de membros de comunidades rurais mexicanas. Além disso, investigaram também o efeito positivo dos grupos na obtenção desse emprego. Para os autores, os que têm acesso a esse tipo de emprego dão oportunidades de emprego a outros indivíduos mais desfavorecidos, essa ação depende das características individuais e de contexto, como por exemplo, as aglomerações espaciais de determinados tipos de atividades sugerem a existência de um efeito vizinhança. Para verificar isso, os autores separaram os indivíduos em grupos de mesmo tipo na comunidade, sendo separados por gênero, nível de escolaridade, etnia e *status* de propriedade de terra. Como resultado, encontrou que os indivíduos são fortemente influenciados na sua escolha por emprego pelo grau de participação de seu grupo no mercado de trabalho. Concluiu que o emprego não-agrícola na zona rural é um componente chave das estratégias de redução da pobreza rural, e a existência e a força dos grupos no acesso ao emprego são fatores que devem ser levados em consideração por políticas governamentais.

Para capturar os efeitos das características individuais, familiares e de interação social sobre os padrões de comportamento dos indivíduos e, portanto, sobre sua escolha no mercado de trabalho, será utilizada uma metodologia que tem por objetivo, além de testar os fatores determinantes da decisão do indivíduo com base na literatura tradicional, tem por objetivo também, verificar a existência da interação social no mercado de trabalho.

O modelo utilizado para captar o efeito vizinhança será o modelo Multinível, pois os dados adquiridos na pesquisa tem uma estrutura hierárquica que é descrita como um conjunto de observações aglomerado em grupos e, estes por sua vez, estão também aglomerados em grupos ainda maiores.

O modelo Multinível pode acomodar centenas de unidades de nível hierárquico (Garner e Raudenbush (1991)). Essas estruturas de níveis hierárquicos permitem especificar e analisar separadamente cada unidade podendo, posteriormente, reuni-los em um único modelo.

Essa forma de modelagem vem sendo amplamente utilizada em pesquisas na área educacional, isto porque, as variáveis independentes nessas pesquisas são muitas vezes medidas em um nível superior de agregação em relação a variável dependente, como um exemplo típico de estrutura hierárquica tem-se: os alunos estão agrupados em turmas, as turmas agrupadas em escolas, as escolas em uma determinada localidade, e assim por diante. (GARNER e RAUDENBUSH, 1991)

Portanto, é com a utilização de modelos Hierárquicos juntamente com a teoria da interação social que se pretende captar o efeito vizinhança, bem como o efeito das demais características individuais, de família e de setor de atividade, sobre a probabilidade de o indivíduo escolher ser trabalhador autônomo ou assalariado.

3. METODOLOGIA

A metodologia adotada seguindo os objetivos propostos desse artigo foi o modelo econométrico de escolha discreta aplicado à estrutura organizacional

hierárquica da base de dados onde as observações de análise estão agrupadas em unidade maiores e estas por sua vez podem estar agregadas em grupos ainda maiores. No caso atual, a hierarquia é identificada pela presença de indivíduos agrupados em conglomerados (construída a partir do setor censitário definido pelo IBGE no censo de 2000). Com isso segue-se abaixo uma descrição dos modelos Hierárquicos aplicados à escolha discreta, a especificação do modelo utilizado e logo em seguida a descrição da base de dados.

a. Modelos Hierárquicos para Escolha Discreta

A utilização de modelos Hierárquicos ou Multiníveis tem crescido nos campos das ciências sociais, pois as bases de dados utilizadas nessas pesquisas possuem a característica hierárquica como uma propriedade intrínseca da população analisada (GOLDSTEIN, 1994).

Para Hox (2002), as características dos grupos sociais são geradas pelas interações entre os indivíduos e o seu grupo social, e estas características por sua vez, influenciam os indivíduos integrantes desse grupo. Os indivíduos e os grupos sociais são considerados como um sistema hierárquico definidos em níveis separados um de indivíduos e outro de grupo social.

Dessa forma, os modelos Hierárquicos permitem analisar equações e especificar variáveis para cada nível do sistema possibilitando uma pesquisa sobre as relações entre as variáveis que caracterizam os grupos e as que caracterizam os indivíduos. (SNIJDERS e BOSKER, 1999)

A motivação para utilizar modelos Multiníveis está no fato de que ele corrige o viés nas estimativas. Segundo os autores Guo e Zhao (2000), Hox (2002) e Goldstein e Fielding (2006), ao se desconsiderar a característica de aglomeração dos dados e aplicar os métodos convencionais econométricos pode-se gerar viés nos parâmetros estimados, assim como, nos seus erros padrões. Isto porque, a presença da aglomeração revela uma dependência entre as observações dos níveis mais baixos da hierarquia por apresentarem características comuns que são gerados pelo grupo de maior nível.

Para se encaixar no escopo proposto dessa pesquisa optou-se pela escolha do modelo logístico Multinível para identificar os principais condicionantes que levam um indivíduo a escolher entre autônomo ou assalariado. Dentre esses condicionantes estão variáveis que representam características individuais, familiares e de interação social.

Os modelos de escolha discreta representados pela variável resposta y_{ij} é apenas uma manifestação observável de uma variável não observável chamada de variável latente y_{ij}^* , tal que o modelo Multinível dado para a variável latente é representado pela equação 1:

$$y_{ij}^* = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + e_{ij} \quad (1)$$

Onde: $i=1, \dots, i$ representando os indivíduos e $j=1, \dots, j$ representando os grupos

Com isso, especifica-se uma regra de determinação de y_{ij} em função de y_{ij}^* dado por:

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{se } y_{ij}^* > 0 \\ 0 & \text{se } y_{ij}^* \leq 0 \end{cases}$$

onde y_{ij} é uma variável dicotômica em que representa a escolha do indivíduo i do conglomerado j onde 1 é para autônomo e 0 para assalariado. Os dois níveis considerados no modelo são: o primeiro nível os indivíduos (i) que estão agrupados no segundo nível os conglomerados (j).

O termo de erro do nível 1 e_{ij} tem distribuição logística padronizada⁴ com média zero e variância igual a $\sigma_e^2 = \pi^2/3$, já que será utilizado o modelo logit aplicado a dados Multiníveis.

De acordo com Snijders e Boskers (1999), Guo e Zhao (2000) e Hox (2002), a probabilidade de o indivíduo escolher ser autônomo é dada por $p_{ij} = \Pr(y_{ij} = 1)$ e sendo p_{ij} modelado por uma função de ligação logit tem-se:

$$\log[p_{ij}/(1-p_{ij})] = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{ij} \quad (\text{nível 1}) \quad (2)$$

A equação (2) especifica o modelo para o primeiro nível onde x_{ij} são as variáveis explicativas do nível 1. O índice j dos coeficientes β_{0j} e β_{1j} assumem valores diferentes para cada grupo j , esse modelo é conhecido como modelo de coeficientes aleatórios (SNIJDERS E BOSKERS, 1999; GUO E ZHAO, 2000 e HOX, 2002). É necessário ainda, especificar uma equação para o segundo nível (grupo) e este está representado pelas equações 3 e 4. Assim, na equação 3, o intercepto está decomposto no valor médio global dado por γ_{00} e pelo componente aleatório associado ao segundo nível. E na equação 4 tem-se a especificação dos coeficientes angulares considerados aqui não aleatórios.

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (\text{nível 2}) \quad (3)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} \quad (\text{nível 2}) \quad (4)$$

Na equação 8 o efeito aleatório u_{0j} é normalmente distribuído com média zero e variância igual a σ_u^2 . Substituindo as equações 3 e 4 na equação 2, tem-se o modelo completo dado pela equação (5):

$$\log[p_{ij}/(1-p_{ij})] = \gamma_{00} + \gamma_{10}x_{ij} + u_{0j} \quad (5)$$

ou

$$\text{logit}_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10}x_{ij} + u_{0j} \quad (6)$$

A equação 6 representa o chamado Modelo Logístico de Intercepto Aleatório que será utilizado para estimar a decisão do indivíduo em ser autônomo ou assalariado considerando a estrutura hierárquica dos dados utilizados.

Para Snijders e Boskers (1999), Guo e Zhao (2000) e Hox (2002) a suposição de independência das observações é violada quando se refere a dados hierárquicos, isto porque, com dados agrupados a similaridade das observações de um mesmo grupo são maiores do que entre os grupos, ou seja, há a presença de correlação das observações em um mesmo grupo. A partir disso, é possível medir o grau de

⁴ Para maiores informações sobre a variância da distribuição logística padronizada ver Rodriguez e Elo (2003).

dependência dessas observações pelo Coeficiente de Correlação Intra-classe (ICC) para o Modelo de Regressão Logística. Assim seguindo a notação de Rodriguez e Elo (2003) o ICC é representado por ρ_{logit} .

$$\rho_{logit} = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \pi^2/3} \quad (7)$$

O Coeficiente de Correlação Intra-classe mede a proporção da variância entre o grupo frente à variância total, ou seja, quanto da variação da variável dependente é explicada pelas características diferentes existentes entre o grupo social ao qual o indivíduo frequenta.

O ICC pode variar de 0 a 1, onde quanto mais próximo de zero significa que os grupos considerados são mais homogêneos entre si, logo não tem uma grande influência sobre o padrão de comportamento dos indivíduos. Por outro lado, quando o coeficiente se aproxima de 1, indica que boa parte da variabilidade no padrão de comportamento dos indivíduos nos grupos se deve às diferenças entre esses grupos.

O *software* utilizado para fazer as estimações foi o STATA 11.0. segundo o manual desse *software*, Stata Press, o método de estimação utilizado para os modelos de regressão logística para ambos os efeitos fixos e aleatórios é o método chamado Quadratura Gaussiana Adaptativa (AGQ) com sete pontos de integração. Esse método é utilizado para estimar a integral necessária para calcular a probabilidade do modelo Logit. Além disso, esse método permite calcular testes para comparação de modelos logísticos usuais e modelos logísticos para dados Multiníveis admitindo a existência de efeitos aleatórios.

Na próxima seção está descrito o modelo Logístico de Intercepto Aleatório para esta pesquisa com as respectivas variáveis que podem afetar a decisão do indivíduo.

b. Especificação do Modelo

Serão estimados 4 modelos logísticos de intercepto aleatório tanto para homens quanto para mulheres ambos autônomos ou assalariados para Fortaleza e Região metropolitana nos anos de 2009 e 2010.

O primeiro modelo a ser considerado é o modelo Nulo onde se capta apenas as variações nas decisões dos indivíduos causadas apenas pelas diferenças existentes entre os conglomerados, assim tem-se que:

$$logit_{ij} = \beta_{0j} \quad (\text{nível 1}) \quad (8)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (\text{nível 2}) \quad (9)$$

Substituindo as equações 8 na 9, tem-se o modelo 1 completo dado pela equação 15:

$$\text{MODELO 1} \quad logit_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (10)$$

No segundo modelo procura-se estimar se há variações nas decisões dos indivíduos causados tanto pelas diferenças entre os conglomerados quanto pelas características individuais, familiares e de setor de atividade, logo o modelo 2 é dado por:

$$\text{logit}_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}I_{ij} + \beta_{2j}F_{ij} + \beta_{3j}S_{ij} \quad (\text{nível 1}) \quad (11)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (\text{nível 2}) \quad (12)$$

$$\beta_{kj} = \gamma_{k0} \quad \text{onde : } k = 1, \dots, 3 \quad (\text{nível 2}) \quad (13)$$

Substituindo as equações 12 e 13 na 11, tem-se o modelo 2 completo expresso na equação 14:

$$\text{MODELO 2} \quad \text{logit}_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10}I_{ij} + \gamma_{20}F_{ij} + \gamma_{30}S_{ij} + u_{0j} \quad (14)$$

onde, as variáveis I_{ij} , F_{ij} e S_{ij} representam respectivamente, o conjunto de variáveis explicativas tais como: características do indivíduo, características da família e características do setor de atividade.

No terceiro modelo além das variáveis explicativas descritas acima será acrescentado uma variável que representa as características da vizinhança como o percentual de autônomos sobre o total de ocupados por conglomerado e por ano, 2009 e 2010. Assim o modelo 3 é dado por:

$$\text{logit}_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}I_{ij} + \beta_{2j}F_{ij} + \beta_{3j}S_{ij} \quad (\text{nível 1}) \quad (15)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}PerAut + u_{0j} \quad (\text{nível 2}) \quad (16)$$

$$\beta_{kj} = \gamma_{k0} \quad \text{onde : } k = 1, \dots, 3 \quad (\text{nível 2}) \quad (17)$$

Substituindo as equações 16 e 17 na 15, tem-se o modelo 3 completo expresso pela equação 18:

$$\text{MODELO 3} \quad \text{logit}_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}PerAut_{it} + \gamma_{10}I_{ij} + \gamma_{20}F_{ij} + \gamma_{30}S_{ij} + u_{0j} \quad (18)$$

No quarto e último modelo além das variáveis do modelo 3 descritas acima será acrescentada a variável renda *per capita* familiar média por conglomerado e por ano, 2009 e 2010, que também representa as características de vizinhança, juntamente com o percentual de autônomo, dessa forma o modelo 4 é dado pela equação 19:

$$\text{MODELO 4} \quad \text{logit}_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}PerAut_{it} + \gamma_{02}RendaFam_{it} + \gamma_{10}I_{ij} + \gamma_{20}F_{ij} + \gamma_{30}S_{ij} + u_{0j} \quad (19)$$

As variáveis acrescentadas nos modelos 3 e 4 são variáveis a nível de conglomerado que possibilitam tentar captar as diferenças existentes entre eles e a influência desse efeito, ou seja, o efeito vizinhança sobre a decisão do indivíduo.

c. Descrição das Variáveis

A variável resposta é composta por autônomos e assalariados separados por gênero. Como características dos indivíduos tem-se a escolaridade, raça, idade, se é migrante ou não. Como características familiares, tem-se a posição na família dado pela variável chefe de família que indica se o indivíduo é chefe de família ou não. Além dessa, tem-se a variável tamanho da família, número de filhos menores de 10 anos, se o indivíduo pertence a uma família composta por indivíduo solteiro e com filho, ou se pertence a uma família constituída apenas do casal ou se pertence a uma família composta pelo casal mais filho. Se o indivíduo mora em um domicílio duplo, ou seja, se no domicílio existe mais de uma família e como última variável de característica familiar considerou-se a renda dos outros indivíduos da família excluindo a renda do indivíduo de referência.

As características de setor de atividade onde o indivíduo em análise exerce sua função são representadas pelos setores Construção Civil, Indústria, Comércio, Serviços e Outros tipos de setores. Além disso, há também uma variável que indica a localização do indivíduo se em Fortaleza ou nos demais municípios da região

metropolitana. E por último uma dummy de tempo para tentar captar efeitos temporais entre os anos em estudo 2009 e 2010.

Como características de vizinhança considera-se o percentual de autônomos sobre o total de ocupados no conglomerado sem incluir nessa contagem o indivíduo de referência. A não contagem do indivíduo de referência é uma forma de evitar o problema de reflexão. Este problema ocorre quando se tenta captar a influência de um grupo sobre o comportamento do indivíduo e, ao mesmo tempo, esse indivíduo tende a influenciar o comportamento desse mesmo grupo, tendendo a causar endogeneidade no modelo.

Além da variável de percentual de autônomos foi considerada também como variável que representa as características de vizinhança, a renda *per capita* familiar média por conglomerado.

Como já mencionado anteriormente, os modelos serão aplicados tanto para homens quanto para mulheres, pois se espera que os fatores que determinam a escolha de um homem para ser autônomo sejam diferentes dos fatores que levam uma mulher a fazer tal escolha.

O quadro 1 abaixo descreve as variáveis utilizadas nas regressões.

Quadro 1 - Descrição das Variáveis

CARACTERÍSTICAS DOS INDIVÍDUOS	
Gênero	1 para homem e 0 para mulher
Escolaridade	
Analfabeto	1 para Analfabeto e 0 para os demais
Sem Escolaridade	1 para Sem Escolaridade e 0 para os demais
Ensino Fundamental Incompleto	1 para E. Fundamental Incompleto e 0 para os demais
Ensino Fundamental Completo	1 para E. Fundamental Completo e 0 para os demais
Ensino Médio Incompleto	1 para E. Médio Incompleto e 0 para os demais
Ensino Médio Completo	1 para E. Médio Completo e 0 para os demais
Superior Incompleto	1 para Superior Incompleto e 0 para os demais
Superior Completo	1 para Superior Completo e 0 para os demais
Raça	
Branco	1 para Branco e 0 para os demais
Negro	1 para Negro e 0 para os demais
Migrante	1 para Migrante e 0 para Nativo
Idade	Idade do indivíduo em anos
CARACTERÍSTICAS DA FAMÍLIA	
Chefe de Família (%)	1 para Chefe de Família e 0 para os demais
Solteiro com Filho (%)	1 se o indivíduo pertence a uma família formada por indivíduo Solteiro com Filho e 0 para os demais
Casado sem Filho (%)	1 se o indivíduo pertence a uma família constituída por um casal sem Filho e 0 para os demais
Casado com Filho (%)	1 se o indivíduo pertence a uma família constituída por um casal com Filho e 0 para os demais
Domicílio Duplo (%)	1 se o indivíduo mora em um domicílio com mais de uma família e 0 do contrário
Tamanho da Família	Número de indivíduos da família na qual o indivíduo pertence
Número de Filhos Menores de 10 Anos	Total de número de filhos menores de 10 anos na família
Renda dos Outros Indivíduos da Família	Renda dos outros indivíduos na família excluindo a renda do indivíduo de referência
CARACTERÍSTICAS DO SETOR	
Indústria	1 para Indústria e 0 para os demais
Construção Civil	1 para Construção Civil e 0 para os demais
Comércio	1 para Comércio e 0 para os demais
Serviços	1 para Serviços e 0 para os demais

Outros Setores	1 para Outros Setores e 0 para os demais
CARACTERÍSTICAS GEOGRÁFICAS	
Fortaleza	1 se o indivíduo mora em Fortaleza e 0 se o indivíduo mora na região Metropolitana de Fortaleza
CARACTERÍSTICAS DE VIZINHANÇA	
Percentual de Autônomos Por Conglomerado ($PerAut_{it}$)	Percentual de autônomos sobre o total de ocupados no conglomerado e por ano sem incluir nessa contagem o indivíduo de referência
Renda Per Capita Familiar Média Por Conglomerado ($RendaFam_{it}$)	É a média da renda <i>per capita</i> familiar por conglomerado e por ano

Fonte: Elaboração Própria

d. Base De Dados

A presente pesquisa fará uso de um banco de dados que capta informações que expressam situações típicas de um mercado de trabalho heterogêneo. Esta base é resultante da Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED na Região Metropolitana de Fortaleza realizada mensalmente desde outubro de 2008 pelo DIEESE e a Fundação SEADE.

A PED é uma pesquisa amostral domiciliar, cujas informações são captadas através de um questionário que permite o acompanhamento conjuntural da evolução do mercado de trabalho regional com periodicidade mensal. Essa base de dados possibilita o processamento de uma ampla gama de indicadores, tais como aqueles referidos a rendimentos auferidos, horas trabalhadas pelos ocupados, características dos postos de trabalhos gerados, características dos indivíduos e de sua família, entre outros.

O motivo de se usar essa base de dados está no fato de que ela fornece características sócio – econômicas do mercado de trabalho de Fortaleza inclusive para aqueles ocupados na informalidade. Além disso, os dados fornecidos se encaixam na metodologia a ser adotada por permitir estimar modelos de escolha com interação social utilizando microdados de indivíduos e dados agregados ao nível de vizinhança para uma mesma zona urbana.

A partir dessas informações, os dados para a presente pesquisa serão extraídos em nível de indivíduo para os trabalhadores autônomos e os assalariados de Fortaleza no período de Janeiro a Dezembro de 2009 e de Janeiro a Dezembro de 2010.

A base inicial extraída para a Fortaleza e sua Região Metropolitana tinha um total de 133972 informações para os dois anos de referência. Em termos de conglomerados para o ano de 2009 havia um total de 449 e de 462 em 2010.

Com o propósito de atender os objetivos desse artigo, foram aplicados alguns filtros como, por exemplo, excluir aqueles indivíduos que não eram nem autônomos e nem assalariados. Além disso, foram considerados somente aqueles conglomerados que foram sorteados nos dois anos da pesquisa 2009 e 2010 e aqueles que continha informações a partir de 50 indivíduos nesses dois anos. Foram considerados também, somente aqueles indivíduos que tinham como posição familiar o *status* de chefe de família, cônjuge e filho, os demais foram excluídos. Na amostra contém somente indivíduos a partir de 15 anos de idade e com renda mensal de até R\$ 15000. Foram excluídas também, aquelas famílias compostas por um único indivíduo. Após esses filtros restaram um total de 24004 informações com um total de 315 conglomerados para os dois anos em análise.

e. Análise Descritiva da Base De Dados

A tabela 3 descreve as principais características dos indivíduos, da sua família e da sua vizinhança após o tratamento da base. As variáveis a serem analisadas são escolaridade, raça, média de idade, migração, características familiares, setores econômicos, distribuição geográfica entre Fortaleza e demais cidades da Região Metropolitana de Fortaleza e características da vizinhança. Todas essas características serão analisadas entre homem e mulher para os anos de 2009 e 2010.

Tabela 1 - Composição da Ocupação Por Status - *continua*

CARACTERÍSTICAS	Homem (%)				Mulher (%)			
	2009		2010		2009		2010	
	Assal.	Autôn.	Assal.	Autôn.	Assal.	Autôn.	Assal.	Autôn.
CARACT. DOS INDIVÍDUOS								
Gênero	53,69		53,42		43,31		46,58	
Analfabeto (%)	56,29	48,93	55,95	48,67	43,71	51,07	44,05	51,33
Sem Escolaridade (%)	3,30	10,12	3,47	11,71	0,97	5,18	0,68	6,03
Ensino Fundamental Incompleto (%)	0,12	0,55	0,18	0,29	0,03	0,24	0,00	0,36
Ensino Fundamental Completo (%)	25,27	42,11	24,33	42,24	14,20	38,83	13,18	36,79
Ensino Médio Incompleto (%)	13,41	13,19	12,78	14,00	10,10	13,69	9,91	14,50
Ensino Médio Completo (%)	9,03	5,95	8,76	5,21	7,77	7,70	8,35	8,11
Superior Incompleto (%)	41,76	24,55	43,20	23,12	51,43	30,18	53,46	30,77
Superior Completo (%)	4,10	1,88	4,49	2,05	7,71	2,00	7,06	1,59
Branco (%)	3,02	1,64	2,80	1,39	7,80	2,19	7,37	1,86
Negro (%)	29,50	29,46	28,48	29,34	32,95	30,32	33,05	30,86
Outros (%)	4,05	3,57	3,27	4,59	2,58	4,28	2,23	3,81
Migrante (%)	66,45	66,96	68,25	66,08	64,47	65,40	64,72	65,34
Não Migrante (%)	6,31	6,40	6,51	5,97	6,25	6,99	5,28	6,48
Média de Idade	93,69	93,60	93,49	94,03	93,75	93,01	94,72	93,52
	32,88	40,54	33,03	41,25	30,83	39,95	30,99	40,11
CARACT. DA FAMÍLIA								
Chefe de Família (%)	53,49	63,49	55,28	65,50	10,68	21,72	10,22	20,12
Não Chefe de Família (%)	46,51	36,51	44,72	34,50	89,32	78,28	89,78	79,88
Solteiro com Filho (%)	3,50	3,19	2,97	3,41	6,33	5,67	5,54	6,04
Casado sem Filho (%)	44,31	39,36	46,95	42,01	54,48	35,35	54,49	41,97
Casado com Filho (%)	52,19	57,45	50,08	54,58	39,19	58,98	39,97	51,99
Domicílio Duplo (%)	4,90	5,31	5,33	6,31	5,07	3,85	5,14	5,39
Domicílio Único (%)	95,10	94,69	94,67	93,69	94,93	96,15	94,86	94,61
Tamanho Médio da Família	4,31	4,44	4,19	4,40	4,13	4,26	4,03	4,09
Média de Filhos menores de 10 anos	0,37	0,33	0,35	0,31	0,35	0,43	0,34	0,40
Média de Renda dos Outros Indivíduos da Família (em R\$ 1000)	0,95	1,00	1,04	1,11	1,12	1,27	1,21	1,31
CARACT. DO SETOR								
Indústria (%)	24,79	8,23	26,17	9,22	32,80	21,15	31,39	22,11
Construção Civil (%)	6,27	21,58	8,71	22,89	0,79	0,10	0,96	0,00
Comércio (%)	21,07	26,19	20,51	24,84	20,51	38,45	21,56	37,20
Serviços (%)	46,47	41,52	43,03	39,89	45,48	39,35	45,36	40,14
Outros Setores (%)	1,41	2,48	1,58	3,15	0,42	0,95	0,73	0,54
CARACT. GEOGRÁFICA								
Fortaleza (%)	76,81	77,88	75,78	76,49	79,76	76,76	77,98	76,39
RFM (%)	23,19	22,12	24,22	23,51	20,24	23,24	22,02	23,61
CARACT. DE VIZINHANÇA								
Renda Per Capita Familiar Média Por Conglomerado (em R\$ 100)	4,05		4,61		4,05		4,61	

Percentual Médio de Autônomos por Conglomerado (%)	27,30	27,29	27,30	27,29
--	-------	-------	-------	-------

Fonte: PED 2009, 2010 para Região Metropolitana de Fortaleza.

A amostra, após tratada, é constituída em sua maioria por homens nos dois anos em análise. Com relação ao *status* ocupacional, a maioria dos homens são assalariados cerca de 56%. Observa-se o contrário para as mulheres, onde a maioria são autônomas cerca de 51%.

Em relação ao nível de escolaridade, observa-se que os autônomos tem um nível de escolaridade menor do que os trabalhadores assalariados independente do gênero e do ano. A maioria dos autônomos tem o Ensino Fundamental incompleto e os assalariados tem o Ensino Médio completo. Além disso, pode-se verificar que os autônomos têm um maior número de analfabetos e um menor número de nível Superior. Verifica-se ainda que as mulheres possuem uma maior participação nos maiores níveis de escolaridade independente do seu *status* de ocupação.

Com relação à raça, quase 66% dos trabalhadores se consideram outras raças, tais como pardos e amarelo. Destaca-se ainda que o setor autônomo têm uma maior participação de mulheres negras e outras raças do que mulheres brancas, esta última se concentra mais no setor assalariado.

Quanto a migração, verifica-se que grande parte da amostra é constituída de indivíduos nativos, cerca de 95% para os dois anos da amostra independente do *status* ocupacional e do gênero.

É possível verificar a diferença de idade entre os *status* de ocupação independente do gênero e do ano. A média de idade dos assalariados é de 33 anos, é menor do que a média de idade dos autônomos que é de 40 anos.

Em relação às características da família do indivíduo, pode-se averiguar que a maioria dos homens são chefes de família e a maior parte desses chefes de família se concentra no *status* autônomo. Observa-se um comportamento diferente para as mulheres, onde a sua maioria não são chefes de família, são cônjuges ou filhas. As que são chefes de família são em maior parte autônomas.

Para o tipo de família, verifica-se que a maioria dos homens autônomos pertence a uma família com casal e filhos. Com relação as mulheres, observa-se que as mulheres assalariadas pertencem em sua maioria a uma família do tipo casado sem filhos e já as mulheres autônomas se concentram mais em famílias do tipo casado com filhos.

A maior parte da amostra é constituída por domicílios compostos por uma única família cerca de 95%. Com relação ao tamanho médio da família, verifica-se que existem em média 4 pessoas na família, e essa média é um pouco maior para os autônomos independente do gênero e do ano analisado.

A média de filhos menores de 10 anos é maior para os homens assalariados do que para os autônomos. Esse comportamento é diferente para as mulheres, onde essa média é maior para as mulheres autônomas, o que é esperado, pois as mulheres que possuem filhos menores de 10 anos tendem a serem autônomas dado que esse *status* lhes permitem uma maior flexibilidade de horários e a presença no seu ambiente familiar.

A média de renda dos outros indivíduos da família (renda familiar média excluindo a renda do indivíduo de referência) é maior para os autônomos do que para os assalariados independente do gênero e do ano analisado. A presença de um renda maior

para os demais indivíduos da família dá uma maior segurança ao indivíduo para que ele se torne um autônomo.

Com relação as características dos setores de atividades, observa-se que independente do *status* de ocupação, gênero e ano analisado, a maioria da mão-de-obra da amostra concentra-se no setor de Serviços com um percentual em torno de 40%. Destaca-se ainda, que os homens autônomos se concentram mais no setor de Comércio e Construção Civil e as mulheres autônomas no setor de Comércio e Indústria.

A amostra está em sua maior parte localizada na cidade de Fortaleza com um percentual em torno de 76%. Esta concentração na cidade de Fortaleza se deve ao fato desta ser uma região com índices de desenvolvimento mais significativo, por ter uma melhor infraestrutura e uma maior participação no emprego total.

Em relação às características de vizinhança, a renda *per capita* familiar média dos conglomerados ficou em torno de R\$ 405,00 em 2009 e aumentou para R\$ 461,00 em 2010. Quanto ao percentual médio de autônomos em relação ao total de ocupados por conglomerado, observou-se um percentual médio de mais de 27% de autônomos por conglomerado para ambos os anos em análise.

Em geral, observou-se com essas estatísticas descritivas que há uma grande variabilidade nas características entre homens e mulheres o que leva a supor que os fatores que influenciam na decisão de indivíduos homens são diferentes dos fatores que influenciam na decisão das mulheres. Por isso, optou-se por fazer as regressões para homens e mulheres separadamente.

4. RESULTADOS ECONÔMICOS

Dado que o setor autônomo é visto como uma ferramenta de combate ao desemprego e um meio de criação de bem estar e renda, foi proposto nessa pesquisa analisar alguns fatores que influenciam a escolha do indivíduo em ser autônomo. Espera-se a princípio que os fatores relacionados aos ganhos potenciais tenham resultados significantes e que a presença de autônomos no meio social possa também influenciar essa decisão.

Para atender aos objetivos propostos e investigar as hipóteses levantadas, esta seção irá apresentar os resultados obtidos das regressões dos quatro modelos logísticos de intercepto aleatório tanto para homens quanto para mulheres.

Na tabela 4, encontram-se os resultados das estimações para a decisão entre autônomo e assalariado para os homens nos anos de 2009 e 2010 na Região Metropolitana de Fortaleza.

Tabela 2 - Decisão Individual para Homens - *continua*

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Idade		-0.0017 (0.010)	-0.0009 (0.010)	-0.0014 (0.010)
Idade2		0.0006* (0.00)	0.0006* (0.00)	0.0006* (0.00)
Ensino Fundamental Incompleto		-0.1742*** (0.09)	-0.1536*** (0.09)	-0.1594*** (0.09)
Ensino Fundamental Completo		-0.4377* (0.10)	-0.3994* (0.10)	-0.4096* (0.10)
Ensino Médio Incompleto		-0.6954* (0.12)	-0.6601* (0.12)	-0.6755* (0.12)
Ensino Médio Completo		-0.8982* (0.10)	-0.8418* (0.10)	-0.8644* (0.10)

Superior Incompleto	-0.9918*	-0.8988*	-0.9554*
	(0.16)	(0.16)	(0.16)
Superior Completo	-1.2552*	-1.1550*	-1.2149*
	(0.19)	(0.19)	(0.19)
Branco	0.1674*	0.1644*	0.1598*
	(0.048)	(0.048)	(0.048)
Negro	-0.0601	-0.0725	-0.0701
	(0.11)	(0.11)	(0.11)
Migrante	0.0421	0.0543	0.0443
	(0.09)	(0.09)	(0.09)
Chefe de Família	-0.2825*	-0.2760*	-0.2765*
	(0.06)	(0.06)	(0.06)
Solteiro com Filho (%)	0.1438	0.1236	0.1160
	(0.24)	(0.24)	(0.24)
Casado sem Filho (%)	0.1548***	0.1561***	0.1571***
	(0.082)	(0.082)	(0.082)
Casado com Filho (%)	-0.1354***	-0.1292***	-0.1245
	(0.08)	(0.08)	(0.08)
Número de Filhos Menores de 10 Anos	0.1145*	0.1088**	0.1057**
	(0.04)	(0.04)	(0.04)
Tamanho da Família	0.0243	0.0193	0.0221
	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Domicílio Duplo	0.0697	0.0582	0.0544
	(0.10)	(0.10)	(0.10)
Renda dos Outros Indivíduos da Família	0.0059	0.0197	0.0086
	(0.02)	(0.02)	(0.02)
Construção Civil	1.8352*	1.8049*	1.8051*
	(0.08)	(0.08)	(0.08)
Comércio	1.2385*	1.2305*	1.2232*
	(0.07)	(0.07)	(0.07)
Serviços	0.9521*	0.9513*	0.9455*
	(0.07)	(0.07)	(0.07)
Outros Setores	1.3405*	1.3244*	1.3267*
	(0.16)	(0.15)	(0.15)
Fortaleza	0.0057	-0.0020	-0.0352
	(0.06)	(0.05)	(0.05)
d2010	-0.0330	-0.0332	-0.0548
	(0.04)	(0.04)	(0.04)
Percentual de Autônomos Por Conglomerado		2.2514*	2.6731*
		(0.34)	(0.36)
Renda Per Capita Familiar Média Por Conglomerado			0.0434*
			(0.01)
Constante	-0.7654*	-2.0522*	-2.7158*
	(0.024)	(0.23)	(0.25)
Variância do Conglomerado	0.0636	0.0626	0.0164
	(0.01)	(0.02)	(0.01)
$\rho_{\log it}$	0.0190	0.0187	0.0050
χ^2	35.20*	21.29*	1.59
AIC	16077.9	13271.61	13235.92
BIC	16092.83	13471.65	13443.37

Fonte: Elaboração Própria

Desvio Padrão em Parênteses

*** $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.01$

A utilização desses quatro modelos está na tentativa de captar efeitos que poderiam explicar as variações na decisão do indivíduo proveniente das características não observáveis entre os conglomerados analisados.

Com isso, observando o CCI (ρ) no modelo 1 de intercepto aleatório, 1,9% das variações nas decisões dos indivíduos são provenientes de fatores não observáveis a nível de conglomerado. Ao analisar o modelo 2, quando inclui-se as variáveis explicativas de características individuais, familiares e de setor de atividade, observa-se que o efeito aleatório continua significativo⁵ e que há apenas uma leve queda no CCI (1,87%). Isso significa que indivíduos com características iguais, e, portanto, com o mesmo salário potencial, têm probabilidades diferentes de trabalharem como autônomos, se os mesmos moram em vizinhanças distintas. Isso mostra a importância de considerar possíveis interações sociais nas decisões dos indivíduos no mercado de trabalho. Quando os modelos empíricos tradicionais relevam esta possibilidade pode-se estar gerando estimativas ineficientes e/ou enviesadas.

No modelo 3 e no modelo 4, mantém-se as estimativas das variáveis consideradas no modelo 2. No entanto, observa-se que o efeito aleatório perde a significância estatística. Isto ocorre porque as variáveis incluídas nesses modelos, Percentual de Autônomos Por Conglomerado e Renda Per Capita Familiar Média Por Conglomerado, são variáveis que caracterizam diretamente a própria vizinhança do indivíduo e representam os efeitos dos conglomerados sobre a sua decisão. Assim, essas variáveis absorvem as características não observáveis dos conglomerados que podem influenciar o comportamento dos indivíduos que estavam sendo observados nos modelos 1 e 2, gerando assim, um ICC estatisticamente nulo.

A variável Percentual de Autônomos Por Conglomerado foi positiva e estatisticamente significante indicando que um maior percentual de vizinhos autônomos no conglomerado aumenta a probabilidade do indivíduo homem ser autônomo. Isto corrobora com a hipótese levantada de que há influência de indivíduos de um mesmo conglomerado sobre a escolha de outros indivíduos em se tornar autônomos nesse mesmo conglomerado. Esta influência pode vir por efeito de contatos diretos (*networking*), por observação e replicação da atividade autônoma, ou ainda por restrições locais de demanda por trabalho por parte de empresas formais.

Com relação às variáveis explicativas verifica-se que a variável Idade não foi significativa, já Idade ao quadrado foi positiva e significativa indicando que os indivíduos mais jovens ou os mais velhos têm uma probabilidade maior de serem autônomos.

Quanto ao nível de escolaridade encontrou-se um efeito negativo sobre a probabilidade de escolha do homem em ser autônomo, pois os coeficientes dessas variáveis foram negativos e significantes para todos os modelos (a base para comparação foram os indivíduos analfabetos e sem escolaridade). Assim, pode-se dizer que o nível de educação dos autônomos é relativamente menor do que dos assalariados e que quanto maior o nível educacional menor a probabilidade dos homens em ser autônomo.

Com relação a raça, a variável Negro não foi significativa e a variável Branco foi positivo e significativa indicando que os homens brancos tem uma probabilidade maior de serem autônomos.

Analisando as variáveis explicativas para as características familiares do indivíduo observa-se que a variável Chefe de Família foi negativa e estatisticamente significativa indicando que os homens nessa posição familiar tem uma menor

⁵ O teste de qui-quadrado é aplicado contrastando o modelo Logit tradicional com o modelo Multinível, sendo os resultados favoráveis a este último nos modelos 1 e 2, e para o primeiro nos modelos 3 e 4. Vale destacar ainda que o modelo 4 apresentou os melhores ajustes indicados pelas estatísticas AIC e BIC.

probabilidade de se tornarem autônomos, uma possível justificativa seria de que os homens que ocupam essa posição tem uma maior insegurança em escolher ser autônomo dado que os riscos de insucesso empresarial são maiores do que os riscos de desemprego (MILLÁN *et al.*, 2011).

As variáveis, Casado sem Filho e Casado com Filho, foram positiva e negativa, respectivamente, e estatisticamente significantes com exceção do último modelo para a variável Casado com filho. Isso indica que os indivíduos homens que pertence a uma família de casais sem filhos tem uma probabilidade maior de serem autônomos, enquanto que indivíduos homens que pertencem a uma família de casais com filhos tem uma probabilidade menor de serem autônomos.

A variável Número de Filhos Menores de 10 Anos foi positiva e significativa indicando que para os indivíduos homens quanto maior o número de filhos maior a probabilidade dele se tornar autônomo. Este resultado foi também encontrado nos estudos de Rees e Shah (1986) e Do e Duchêne (2008).

Quanto ao setor de atividade de atuação dos indivíduos homens foram encontradas estimativas positivas e significantes implicando que a probabilidade de um indivíduo homem ser autônomo é maior quando a sua atividade de atuação é o setor de Serviços, Construção Civil, Comércio ou Outros Setores tendo a Indústria como o setor de comparação. Isto pode ser verificado nas estatísticas descritivas onde os autônomos se concentram mais nesses setores enquanto os assalariados se concentram mais na Indústria e Serviços.

As variáveis Migrante, Solteiro com Filho, Tamanho Médio da Família, Domicílio Duplo, Renda dos Outros Indivíduos da Família, Fortaleza e a *dummy* para o ano de 2010 (d2010) foram estatisticamente insignificantes, logo não se pode inferir sobre a influência dessas variáveis na decisão do indivíduo.

Na tabela 5, encontram-se os resultados das estimações para a decisão entre autônomo e assalariado para as mulheres nos anos de 2009 e 2010 na Região Metropolitana de Fortaleza.

Tabela 3 - Decisão Individual para Mulheres - *continua*

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Idade		0.0129 (0.01)	0.0137 (0.01)	0.0137 (0.01)
Idade2		0.0007* (0.00)	0.0006* (0.00)	0.0006* (0.00)
Ensino Fundamental Incompleto		-0.3996** (0.17)	-0.3901** (0.17)	-0.3917** (0.17)
Ensino Fundamental Completo		-0.8314* (0.17)	-0.8063* (0.17)	-0.8090* (0.17)
Ensino Médio Incompleto		-0.8957* (0.18)	-0.8795* (0.18)	-0.8826* (0.18)
Ensino Médio Completo		-1.6904* (0.17)	-1.6442* (0.17)	-1.6487* (0.17)
Superior Incompleto		-2.2993* (0.22)	-2.2358* (0.22)	-2.2437* (0.22)
Superior Completo		-2.5451* (0.21)	-2.4608* (0.21)	-2.4697* (0.21)
Branco		0.0300 (0.05)	0.0281 (0.05)	0.0274 (0.05)

Negro		0.1560 (0.13)	0.1387 (0.13)	0.1395 (0.13)
Migrante		0.1811*** (0.09)	0.2023** (0.09)	0.2010** (0.09)
Chefe de Família		-0.1141 (0.07)	-0.1063 (0.07)	-0.1056 (0.07)
Solteiro com Filho (%)		-0.3882** (0.19)	-0.4001** (0.19)	-0.3995** (0.19)
Casado sem Filho (%)		-0.0729 (0.08)	-0.0831 (0.08)	-0.0828 (0.08)
Casado com Filho (%)		0.0425 (0.08)	0.0389 (0.08)	0.0393 (0.08)
Número de Filhos Menores de 10 Anos		0.3489* (0.04)	0.3475* (0.04)	0.3473* (0.04)
Tamanho da Família		-0.0035 (0.02)	-0.0089 (0.02)	-0.0085 (0.02)
Domicílio Duplo		-0.0060 (0.11)	-0.0106 (0.11)	-0.0111 (0.11)
Renda dos Outros Indivíduos da Família		0.0265 (0.02)	0.0362*** (0.02)	0.0347 (0.02)
Construção Civil		-1.7144** (0.74)	-1.7372** (0.74)	-1.7363** (0.74)
Comércio		1.4175* (0.07)	1.4153* (0.06)	1.4142* (0.06)
Serviços		0.6769* (0.06)	0.6858* (0.06)	0.6843* (0.06)
Outros Setores		0.2492 (0.29)	0.2377 (0.29)	0.2381 (0.29)
Fortaleza		-0.1750* (0.07)	-0.1816* (0.06)	-0.1868* (0.06)
d2010		-0.0056 (0.05)	-0.0082 (0.05)	-0.0111 (0.05)
Percentual de Autônomos Por Conglomerado			2.6079* (0.37)	2.6626* (0.39)
Renda <i>Per Capita</i> Familiar Média Por Conglomerado				0.0064 (0.02)
Constante		-0.4660* (0.027)	-1.3358* (0.31)	-2.0853* (0.32)
Variância do Conglomerado		0.0996 (0.02)	0.0634 (0.02)	0.0156 (0.01)
ρ_{\logit}		0.0294	0.0189	0.0047
χ^2		64.60*	17.58*	1.22
AIC		14818.4	11274.58	11230.88
BIC		14833.04	11470.83	11434.41
				11443.53

Fonte: Elaboração Própria

Desvio Padrão em Parênteses

*** $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.01$

Assim como foi analisado nas estimativas para os homens, o CCI para as estimativas das mulheres no modelo 1 foi de 2,94%, maior do que para os homens, indicando que há maiores variações nas decisões dos indivíduos provenientes de fatores não observáveis a nível de conglomerado.

No modelo 2 os resultados são semelhantes aos dos homens verificando também a significância⁶ do efeito aleatório mesmo após acrescentar variáveis explicativas de características individuais, familiares e de setor de atividade, observando também uma queda no CCI passando para 1,89%. Isto implica que existem diferenças nas probabilidades das mulheres serem autônomas mesmo que essas tenham características e salário potencial semelhantes, porém morando em vizinhanças distintas.

Com isso, destaca-se mais uma vez os possíveis efeitos da interação social nas decisões dos indivíduos no mercado de trabalho, onde é possível revelar que os modelos empíricos tradicionais de decisão do indivíduo no mercado de trabalho podem estar gerando estimativas ineficientes e/ou enviesadas ao desconsiderarem esses efeitos de interação social.

Nos modelos 3 e 4, mantendo-se as variáveis consideradas no modelo 2, observou-se o mesmo comportamento encontrado para as estimativas dos indivíduos homens, inclusive a perda de significância do efeito aleatório. Seguem-se então, as mesmas explicações dadas para as estimativas dos indivíduos homens. Logo, as variáveis incluídas, Percentual de Autônomos Por Conglomerado e Renda Per Capita Familiar Média Por Conglomerado tentam absorver as características não observáveis dos conglomerados que podem influenciar o comportamento dos indivíduos que estavam sendo observados nos modelos 1 e 2. Isto porque, essas variáveis controlam as variações nas decisões dos indivíduos, pois representam os efeitos dos conglomerados sobre esta decisão por serem variáveis que caracterizam diretamente a própria vizinhança do indivíduo, tendo assim como resultado um ICC estatisticamente nulo.

Diferentemente do ocorrido nas estimativas para os homens, a variável a nível de conglomerado Renda *Per Capita* Familiar Média Por Conglomerado não foi estatisticamente significativa. Mas a variável Percentual de Autônomos Por Conglomerado foi positiva e estatisticamente significativa, indicando que um maior percentual de vizinhos autônomos no conglomerado aumenta a probabilidade da mulher ser autônoma. Esse resultado corrobora com a hipótese de existência de interação social no mercado de trabalho, onde a decisão de indivíduos do mesmo conglomerado pode influenciar na escolha dos outros indivíduos participantes desse mesmo conglomerado. Esta influência pode surgir de diversas fontes como por exemplo, de contatos diretos com os outros indivíduos (*networking*), de observação e replicação da atividade autônoma, ou ainda de restrições locais de demanda por trabalho por parte de empresas formais.

Assim como encontrado nas estimativas para os homens, a variável Idade também não foi significativa, mas a Idade ao quadrado foi positiva e significativa indicando que as mulheres mais jovens ou mais velhas têm uma maior probabilidade de serem autônomas.

O nível educacional também tem um efeito negativo para as mulheres sobre a sua decisão em ser autônoma, pois os coeficientes de todas as variáveis que representam o nível de escolaridade apresentaram coeficientes negativos e significantes, portanto as mulheres menos educadas tem uma probabilidade maior de serem autônomas em relação às mais educadas.

⁶ O teste de qui-quadrado é aplicado contrastando o modelo Logit tradicional com o modelo Multinível, sendo os resultados favoráveis a este último nos modelos 1 e 2, e para o primeiro nos modelos 3 e 4. Vale destacar ainda que o modelo 3 apresentou os melhores ajustes indicados pelas estatísticas AIC e BIC.

Uma diferença a ser observada nos resultados das estimativas entre homens e mulheres está nas variáveis de características familiares, Solteiro com Filho, Casado sem Filho e Casado com Filho, onde somente a primeira foi significativa e negativa, as demais foram estatisticamente insignificantes. Indicando que as mulheres que pertence a uma família de solteiro com filhos tem uma probabilidade menor de serem autônomas.

A variável Número de Filhos Menores de 10 Anos foi positiva e significativa indicando que para as mulheres, quanto maior o número de filhos maior a probabilidade de elas tornarem-se autônomas. Este resultado se deve ao fato das mulheres enfrentarem obrigações extras familiares, ou seja, elas possuem maiores responsabilidades domésticas ao se dedicarem mais tempo à produção familiar. Dada essa restrição de tempo, as mulheres tem uma probabilidade maior de serem autônomas dadas as condições de flexibilidade de tempo e de localização desse *status*.

A variável Renda dos Outros Indivíduos da Família foi insignificante nos modelos 1, 2 e 4, mas no modelo 3 apresentou sinal positivo e significativo indicando que quanto maior a renda dos outros indivíduos da família maior a probabilidade dessa mulher decidir ser autônoma. Isto porque, essas mulheres estão mais preparadas para assumir riscos por contar com o apoio em termos de renda dos demais membros da família.

Quanto ao setor de atividade de atuação das mulheres, encontrou-se que se a atividade for Serviços ou Comércio a probabilidade delas se tornarem autônomas é positiva para ambos e estatisticamente significativa. Se o setor for Construção Civil a probabilidade de ela ser autônoma é negativo e significativo, dado a pequena participação das mulheres nesse setor. O setor de Outros Setores não foi significativo.

Quanto à localização geográfica, a variável Fortaleza apresentou-se negativa e significativa indicando que a probabilidade da mulher ser autônoma é menor se ela estiver em Fortaleza.

As variáveis Negro, Branco, Chefe de Família, Tamanho Médio da Família Domicílio Duplo, e a *dummy* para o ano de 2010 (d2010), não foram estatisticamente significantes, dessa forma, não se pode inferir sobre a influência dessas variáveis na decisão do indivíduo.

Nos resultados encontrados para as variáveis de características individuais, familiares e setor de atividade, tanto para os homens quanto para as mulheres, seguem a análise descritiva feita no capítulo anterior e também, seguem os resultados encontrados por alguns estudos citados na revisão de literatura como Johansson (2000), Destré e Henrard (2004) e Do e Duchêne (2008).

5. CONCLUSÃO

Dada a possibilidade do trabalho autônomo ser uma alternativa ao emprego assalariado e também uma resposta ao desemprego, este artigo, procurou investigar os principais determinantes da escolha dos indivíduos entre ser autônomo ou assalariado. Dentre esses determinantes, foi destacado a possível existência de interação social onde as escolhas individuais são também influenciadas pelas escolhas predominantes dos grupos de referência daquele indivíduo. Isto porque, os grupos sociais, que foram representados aqui como conglomerados, tendem a isolar pessoas com características similares gerando um conjunto de atitudes culturais, contatos sociais e oportunidades econômicas que influenciam a vida dessas pessoas.

Essa influência do grupo social sobre o comportamento do indivíduo é identificada a princípio por características não observáveis do conglomerado no qual o indivíduo pertence. Esse efeito foi captado pelos dois primeiros modelos e foi verificado a sua existência dado o valor diferente de zero do Coeficiente de Correlação Intra-classe (CCI) embora tenha sido um valor pequeno.

Além desse resultado, essas características dos conglomerados foram representadas nos dois últimos modelos por variáveis como o percentual de autônomos e a renda média *per capita* no conglomerado. Ambas foram positivas e significantes com exceção da variável renda média *per capita* para as mulheres. Essas variáveis indicaram que são possíveis de captar efeitos de um grupo social sobre o comportamento de indivíduos pertencentes a esse grupo. Corroborando assim, com a hipótese de existência de interação social no mercado de trabalho. E como já mencionado essa influência surgiu de diversas fontes como, por exemplo, de *networking*, de observação e replicação da atividade autônoma, ou ainda de restrições locais de demanda por trabalho por parte de empresas formais.

Para chegar a esse resultado, foi utilizado dados fornecidos pela Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED na Região Metropolitana de Fortaleza para os anos de 2009 e 2010. Utilizando-se ainda, a modelagem de escolha discreta aplicada a dados hierárquicos.

Como resultado, foi encontrado também influências de características individuais e familiares como, por exemplo, indivíduos mais jovens e mais velhos, com menor grau de escolaridade e maior número de filhos menores de 10 anos têm uma maior probabilidade de serem autônomos independente do gênero. Homens brancos, casados sem filhos e mulheres solteiras com filhos também tem uma maior probabilidade de serem autônomos.

Com relação ao setor de atividade, foi verificado que para os homens situados na Construção Civil, Serviços, Comércio e Outros Setores aumentam a probabilidade de serem autônomos. Já as mulheres apenas o setor de Comércio e Serviços influenciam positivamente nessa decisão.

Para estudos posteriores, sugere-se analisar outras características familiares como o fato de ter familiares autônomos verificando, portanto, a influência da família na decisão do indivíduo. Outra possível investigação é inserir uma variável que represente diretamente o diferencial de renda entre os *status* considerados e verificar a sua influência juntamente com a inclusão do efeito de interação social sobre a decisão do indivíduo.

De um modo geral, esta pesquisa procurou identificar os determinantes que levam os indivíduos a optarem pelo setor autônomo, assim este estudo pode ser usado como instrumento para projetar e focalizar estratégias de políticas públicas considerando os efeitos do grupo social com o intuito de melhorar o ambiente econômico para esse status ocupacional.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAUJO, C.; DE JANVRY, A.; SADOULET, E. **Peer effects in employment: results from Mexico's poor rural communities**. Berkeley: University of California at Berkeley, 2004. p. 25 (CUDARE Working Papers, 991).

BORJAS, G. J. Ethnicity, Neighborhoods, and Human Capital Externalities. **American Economic Review**. v 85, p. 365–390, 1995.

DE WIT, G.; VAN WINDEN, F.A. An empirical analysis of self-employment in the Netherlands. **Small Business Economics**. v. 1, n. 4, p. 263–272, 1989.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS. SOCIOECONOMICOS – DIEESE. **Boletim PED Balanço Anual de 2010**. Disponível em: <<http://www.sineidt.org.br/PortalIDT/arquivos/ped/pedceAnual2010.pdf>>. Acesso em: 5 abril. 2012.

DESTRÉ, G.; HENRARD, V. The Determinants of Occupational Choice In Colombia: an Empirical Analysis. **Cahiers de la Maison des Sciences Economiques**. Université Panthéon-Sorbonne (Paris 1), 2004.

DO, T. Q. T.; DUCHÊNE, G. Determinants of Self-Employment: The Case in Vietnam. Documents de Travail du Centre d’Economie de la Sorbonne. **Sciences-New York**, 106-112, 2008.

DURLAUF, S. Neighborhood Effects. **Handbook of Regional and Urban Economics**, in: J. V. Henderson and J.-F. Thisse. v. 4, p. 2173 -2242, 2004.

FIELDING, A.; GOLDSTEIN, H. Cross-classified and Multiple Membership Structures in Multilevel Models: An Introduction and Review. **Research Report**. London, UK, 2006.

GARNER, C. L.; RAUDENBUSH, S. W. Neighborhood Effects on Educational Attainment : A Multilevel Analysis. **Sociology of Education**. v. 64, p. 251-262, 1991.

GOLDSTEIN, H. **Multilevel cross-classified models**. Sociological methods and research 22: p. 364-375, 1994.

GUO, G.; ZHAO, H. Multilevel Modeling for Binary Data. **Annual Review of Sociology**. v. 26, p. 441-462, 2000.

HALLAK NETO, J.; NAMIR, K.; KOZOVITS, L. Setor e Emprego Informal no Brasil: Análise dos Resultados da Nova Série do Sistema de Contas Nacionais - 2000/2007. In: Encontro Nacional de Economia, 38. **Anais ... Anpec**, 2010.

HOX, J. J. **Multilevel Analysis: Techniques and Applications**. 4. ed. Routledge Academic, 2002.

INSTITUTO DE DESENVOLVIMENTO DO TRABALHO. **Informalidade no Mercado de Trabalho de Fortaleza: Dimensão e Características**. Fortaleza: IDT, 2007. Disponível

em:<<http://www.sineidt.org.br/PortalIDT/arquivos/publicacao/INFORMALIDADE%20DO%20MERCADO%20DE%20TRABALHO%20DE%20FORTALEZA.pdf>> Acesso em 27 de jul. 2011.

IOANNIDES, Y. M.; LOURY, L. D. Job Information Networks, Neighborhood Effects, and Inequality. **Journal of Economic Literature**. v.42, p. 1056–1093, 2004

JOHANSSON, E. Self-Employment and the Predicted Earnings Differential - Evidence from Finland. **Finnish Economic Papers** v.13, p.45-55, 2000.

LASCHEVER, R. Social Interactions and Labor Market Outcomes of War Veterans. Dissertation Awards. Northwestern University, 2007.

MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C.; ANTIGO, M. Evolução do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 24. **Anais...** Anpec, 2006.

MILLÁN, J.M. *et al.* Determinants of Job Satisfaction Across the EU-15: A Comparison of Self-Employed and Paid-Employees. **Tinbergen Institute Discussion Paper**, TI 2011-043/3, 2011.

MUNSHI, K. Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U. S. Labor Market. **Quarterly Journal of Economics**. v. 118, p. 549–599, 2003.

RAMOS, L. **A Evolução da Informalidade no Brasil Metropolitano: 1991-2001**?. IPEA, texto para discussão n. 914, 2002.

RAMOS, L. **O Desempenho Recente do Mercado de Trabalho Brasileiro: tendências, fatos estilizados e padrões espaciais**. IPEA, texto para discussão, n. 1.255, 2007.

RAMOS, L.; FERREIRA, V. **Padrões Espacial e Setorial da Evolução da Informalidade no Brasil: 1991-2003**. IPEA, texto para discussão, n. 1099, 2005.

REES, H.; SHAH, A. An Empirical Analysis of Self-Employment in the U.K. **Journal of Applied Econometrics**, v.1, p. 95-108, 1986.

REIS, M. C.; ULYSSEA, G. **Cunha Fiscal, Informalidade e Crescimento: algumas Questões e Propostas de Políticas**. IPEA, texto para discussão, n. 1068, 2005.

RODRIGUEZ, G.; Elo, I. Intra-class Correlation in Random-effects models for Binary Data. **The Stata Journal**. v. 3, n. 1 p. 32-46, 2003

SNIJDERS, T. A. B.; BOSKER, R. J. **Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling**. London, Sage Publications; 1999.

SOARES, R. Spatial Aspects of Infant Mortality and Informal Workers: The Case of Ceara State – Brazil,” Ph.D. – Economics, University Of New Hampshire. September, 2007.

STATA PRESS. **Stata Longitudinal-Data, Panel-Data Reference Manual:** Release 11. Stata Corp, 2009.

TOPA, G. Social Interactions, Local Spillovers and Unemployment. **Review of Economic Studies.** v.68, n. 2, p. 261-295, 2001.

ULYSSEA, G. Informalidade no Mercado de Trabalho Brasileiro: uma Resenha da Literatura. **Revista Econômica Política.** v. 26, n. 4, p. 596-618, out/dez, 2006.

UM ESTUDO SOBRE AS CAUSAS DE ABANDONO ESCOLAR NAS ESCOLAS PÚBLICAS DE ENSINO MÉDIO NO ESTADO DO CEARÁ

Pablo Urano de Carvalho Castelar¹

Vitor Borges Monteiro²

Daniel Campos Lavor³

Resumo: O problema do abandono escolar tem sido constantemente debatido não apenas por órgãos governamentais, mas também pelo meio acadêmico. No entanto, conclusões a respeito do tema continuam elusivas. Este trabalho tem como proposta analisar as causas do abandono escolar nos municípios cearenses, utilizando uma base de dados que compreende 521 escolas públicas de ensino médio do Estado do Ceará em três anos, 2008, 2009 e 2010, com um modelo econométrico *probit* ordenado. Os resultados indicam que quanto maior o percentual de repetência na escola, maior será o percentual de abandono, enquanto que número de docentes na escola possui uma relação inversa e estatística significativa para explicar este fenômeno. Ao mesmo tempo, quando um município possui percentuais consistentes de alunos freqüentando as aulas na idade certa, menor será o abandono escolar, e quanto maior o número de alunos matriculados na escola, maior será o percentual de evasão escolar. Se o município da escola apresenta transporte que leve os alunos da zona rural para a escola, menor será o abandono escolar. Quanto maior o PIB do município e maior a criminalidade, maior será o abandono escolar, assim como fato de uma escola estar localizada na Região Metropolitana, resultados que corroboram, de uma forma geral, a literatura existente.

Palavras Chave: Abandono Escolar, *Probit* Ordenado

Abstract: The issue of school evasion has been constantly debated not only by governmental institutions, but also in academic work. However, conclusions on the matter are still elusive. This work aims to analyze the causes of school evasion in the municipalities of the state of Ceará, using a database consisting of 520 public schools observed in three years, 2008, 2009 and 2010, while using an ordered *probit* model. Results indicate that the larger the number of students which fail and are obliged to take the same classes again the following year, the greater the school evasion, while the number of teachers in the school has an inverse relationship with evasion. At the same time, when a municipality has a consistent number of students of the right age in class, minimizing year-grade distortion, the lesser the school evasion, while a greater number of students in the school implies more evasion. Also, if the municipality in which the school is located provides transportation which brings students from the rural areas to the school, lesser the school evasion as well. Finally, the greater the GDP of the

¹ Doutor (CAEN/UFC). Professor da Universidade Federal do Ceará – Campus Sobral Graduado em Ciências Econômicas pela UFC, com Mestrado em Economia e Doutorado em Economia no CAEN/UFC. e-mail: pcastelar@ufc.br.

² Doutor (CAEN/UFC). Professor da Universidade Federal do Ceará – Campus Sobral Graduado em Ciências Econômicas pela UFC, com Mestrado em Economia na UFPB, Doutorado em Economia no CAEN/UFC. e-mail: vitorborges@ufc.br.

³ Doutorando (CAEN/UFC) Secretaria de Educação Básica do Estado do Ceará – SEDUC/CE. Graduado em Ciências Econômicas pela UFC, com Mestrado no CAEN/UFC, atual Doutorando na mesma instituição. e-mail: daniel.lavor@seduc.ce.gov.br Atualmente é responsável pela Célula de Estudos e Pesquisas (CEPES) da Secretaria de Educação Básica do Estado do Ceará.

municipality, as well as levels of crime, more evasion is observed, the same result occurring when a school is in the Metropolitan Area of Fortaleza, the state's capital.. These results seem to corroborate the existing literature.

Key Words: School Evasion, Ordered *Probit*

1. Introdução

O problema do abandono escolar tem sido constantemente discutido por órgãos governamentais e pelo meio acadêmico, devido à importância do tema da educação, principalmente aquela fornecida pelo próprio governo. No entanto, políticas públicas voltadas ao combate do abandono nem sempre tem obtido êxito, o que indica que as causas para tal fenômeno podem ainda não ter sido analisadas de forma adequada.

Na literatura sobre o assunto, encontram-se diversas causas para o abandono escolar, que podem estar relacionadas a aspectos socioeconômicos, causas relativas ao professor, causas relativas ao aluno, e causas relativas às práticas pedagógicas e institucionais.

As causas relativas aos aspectos sócio-econômico podem estar relacionadas à: (i) pobreza, pois muitas vezes as crianças e adolescentes precisam complementar a renda familiar e deixam a escola; (ii) pelo fator cultural, devido aos pais não serem alfabetizados, existe uma falta de estímulo dentro de casa; (iii) doenças, pois famílias pobres não possuem acesso a saneamento básico e outras infra-estruturas, levando-as a ter saúde precária e, conseqüentemente, abandonarem a escola.

Ainda com relação às condições socioeconômicas, a violência nas escolas é outro ponto crucial a ser discutido como causador do abandono escolar, principalmente em regiões urbanas onde o tráfico de drogas se faz presente. Estudos elaborados pela UNESCO, desde 1997, assinalam que quase dois mil brasileiros, com idade entre 15 e 29 anos, morreram vítimas da violência nas escolas e que, de cinco mil jovens, 60% revelam já ter sofrido ao menos uma agressão (Campello, 2001). Certamente um ambiente mais violento inibe os alunos a se deslocarem para frequentar a escola, seja esta violência no ambiente externo, ou mesmo a violência presente no próprio meio escolar.

As questões relacionadas ao aluno são bastante complexas e muitas vezes correlacionadas aos próprios fatores socioeconômicos. Para muitas crianças, devido a sua origem social, a única fonte de informação é a escola. A família não lhes permite valores culturais, boa alimentação, habilidades, códigos lingüísticos, que lhes propiciem um padrão intelectual comum ao meio social em que vive, assim, a origem social influencia no tempo de permanência na escola. Em muitos casos, a repetência torna-se inevitável e a autoconfiança é prejudicada.

As causas relativas ao professor dizem respeito à qualidade do ensino. A qualidade técnica e política do professor são cruciais para a formação da cidadania na educação básica, porém baixos salários e instituições de formação com idoneidade questionável comprometem o ensino. As praticas pedagógicas e institucionais também são importantes para a manutenção do aluno na escola, formas de avaliação inadequadas e regulamentos rígidos também podem ser causadores de abandono.

Como argumentado em Enguita *et al.* (2010), a qualidade do sistema educacional de um país é, além de um indicador dos níveis de desenvolvimento e bem-

estar social, um indicador de como será o futuro daquela nação. Diversos trabalhos, como Lucas (1998), Barro (1991) e Mankiw, Romer e Weil (1992) associam níveis educacionais a um maior crescimento econômico, assim como os trabalhos de Murnane *et al.*(1995) e Card (1999), que apresentam o impacto da educação da renda futura do indivíduo como sendo positivo. Desta forma, o provimento de educação de qualidade que estimule o desenvolvimento de crianças e adolescentes tem se tornado uma estratégia importante em diversos países.

No entanto, fornecer acesso à educação não é condição suficiente para que a escola seja frequentada por potenciais alunos. Uma das grandes preocupações dos governos é como manter os alunos na escola, diminuir os índices de reprovação e, principalmente, o de abandono escolar. Surge então o importante questionamento sobre quais variáveis apresentam maior impacto na retenção e sucesso de alunos.

Portanto, este trabalho tem como objetivo analisar as variáveis determinantes do abandono escolar, utilizando dados em painel com 521 escolas do ensino médio da rede pública do Estado do Ceará nos anos de 2008, 2009 e 2010, através da técnica do *probit* ordenado.

Este capítulo apresenta, além desta introdução, uma breve revisão de literatura com trabalhos relevantes da área, onde é discutida a evidência empírica encontrada sobre abandono e evasão escolar, além das possíveis causas de abandono. Na mesma seção, são apresentadas algumas políticas públicas implantadas no Brasil na área de educação. Segue uma seção que apresenta a metodologia, com a análise estatística e apresentação dos dados. Posteriormente, apresenta-se o modelo econométrico, com a discussão dos resultados. Por fim, são feitos os comentários finais, na conclusão do trabalho.

2. Evidência Empírica e Políticas Públicas

Esta seção apresenta uma breve revisão de trabalhos relevantes sobre o tema de abandono escolar, que abordam não apenas as variáveis utilizadas neste trabalho, como também diversas outros possíveis fatores que possam estar relacionados ao fenômeno. Posteriormente, são comentadas algumas políticas públicas de combate à evasão e o abandono, e que visam a melhoria do sistema educacional público no país.

2.1 Revisão de Literatura e Possíveis Causas de Abandono Escolar

Diversos estudos tem discutido as consequências de altos índices de abandono e evasão escolar, buscando quais os motivos primordiais que causam esses fenômenos. A evolução nas teorias tem sido constante, e apesar dos resultados frequentemente serem díspares, em anos recentes tem-se observado certa convergência nas conclusões.

Estudos internacionais, como as avaliações de Caetano (2005), Oliveira (2009) e Lima (2010), que focam no contexto do abandono escolar em Portugal, e Carvajal *et al.* (1993), que analisa os determinantes do abandono escolar na Guatemala, associam este fenômeno à percepção dos alunos com relação à escola e os possíveis retornos de uma formação acadêmica. O custo de oportunidade de obter uma educação aparenta ser, na

opinião dos estudantes, maior dos que os benefícios de ingressar o mercado de trabalho imediatamente.

Já numa análise do sistema educacional americano, Bridgeland *et al.* (2006) alertam para as taxas elevadas de abandono escolar nos Estados Unidos, e que os motivos para isso, através de pesquisa com os próprios estudantes, eram: o fato de ser reprovado em uma série; a falta de preparo anterior para compreender o material apresentado em cada ano, sugerindo quantidade maior de docentes, e que estes docentes tenham melhores qualificações, visando melhorar o currículo acadêmico; e o interesse dos alunos, não apenas a compreensão do material, mas também a importância do mesmo para o futuro.

Rumberger e Lim (2008) fazem um apanhado geral da literatura sobre abandono escolar, analisando 203 estudos no assunto, e chegam a algumas conclusões relevantes. Primeiramente, os autores atentam para o fato de que em boa parte dos estudos, fracasso acadêmico no sentido de notas baixas no início do processo educativo é um forte aspecto de previsão de futuro abandono. Como um desempenho inadequado frequente costuma implicar em reprovação, é possível que haja uma relação direta desta com o abandono. Outro aspecto importante notado pelos autores é de que comportamentos, por partes dos estudantes, dentro e fora do ambiente escolar, como faltas, atos delinquentes e abuso de substâncias ilegais, também são fortes preditores de abandono, ao passo que um ambiente familiar estável e acesso a recursos sociais e financeiros influenciam de forma significativa a probabilidade do estudante completar seus estudos.

McNeal (1997) também investiga as causas do abandono escolar, particularmente dos adolescentes americanos, e relaciona este às possibilidades de emprego. O autor argumenta que trabalhar não implica necessariamente em abandono escolar. Controlando por diversas características dos estudantes, como desempenho acadêmico, classe social, gênero, raça, envolvimento na escola e idade, os resultados do artigo demonstram que depende do tipo de emprego que o estudante busca, onde trabalhos menos intensivos e de horas mais flexíveis estavam ligados à permanência na escola. No entanto, fica também claro de que muitos adolescentes tem procurado por trabalhos que demandam mais tempo, aumentando assim a probabilidade de abandono. Questiona-se, então, as políticas públicas que continuam a estimular, nos Estados Unidos, que o aluno busque trabalhar concomitantemente aos estudos, para ficar melhor integrado à sociedade, devido ao risco que isso traz à sua permanência na escola.

Dos trabalhos que analisam o caso brasileiro, em artigo que estuda o caso específico do estado da Bahia, Verhine e Melo (1988), por exemplo, fazem inicialmente uma revisão de literatura com o que tinha sido publicado sobre o assunto até então, e atentam para fato de que havia dois ramos de pensamento no que tange às causas de reprovação, distorção nas séries e abandono escolar no Brasil: um que liga a causa desses fenômenos a fatores extra-escolares, e outro que observa estes como tendo origem em fatores dentro da escola. Trabalhos como Gatti (1981) e Carraher e Schliemann (*apud* Verhine e Melo, 1988) demonstram não haver relação aparente entre condição social e sucesso escolar, mostrando desempenhos similares entre alunos de escolas públicas e privadas. Em compensação, Mello (1982) encontra o inverso, que a origem social do aluno tem relação direta com seu desempenho escolar. Neste mesmo trabalho, o autor encontra relação entre fracasso escolar com currículo inadequado na escola, recursos materiais e humanos insuficientes, métodos de ensino inapropriados e o fato dos estudantes passarem pouco tempo na escola.

Já autores como Cunha (1981), Surva *et al.* (1979) e Carvalho (1983) (*apud* Verhine e Melo, 1988), argumentam que a má nutrição tem um efeito fundamental no desenvolvimento dos alunos, o que interfere com seu desempenho escolar. Já outros artigos citados por Verhine e Melo (1988), como Carvalho (1983) e Costa (1982), entre outros, atribuem dificuldades escolares à localização da escola no meio rural, citando dificuldades de transporte e financiamento de lugares mais distantes, e a necessidade de adaptação a condições especiais da região.

As conclusões do próprio trabalho de Verhine e Melo (1988) apresentam uma relação entre abandono escolar e aspectos extra-escolares, como distância da escola e condições financeiras precárias por parte das famílias dos alunos. As condições socioeconômicas também foram argumentadas como uma das principais causas de reprovação.

Mello e Souza e Silva (1994) utilizam dados da PNAD para o Estado de São Paulo para analisar as relações entre origem familiar e qualidade da educação com transição escolar, distorção idade-série, aprovação e evasão. Através das técnicas de MQO e regressão logística, os autores apresentam os efeitos persistentes da desigualdade social no desempenho educacional, mostrando, por exemplo, que estudantes mais pobres abandonam a escola com maior frequência.

Considerando trabalhos mais recentes, Castro (2000) sugere que políticas que reduzam as desigualdades entre diferentes regiões do Brasil possam levar a melhoras nos índices de reprovação e abandono escolar. O argumento é de que, apesar de ter havido melhora em termos de indicadores educacionais, o grau de desigualdade regional e interestadual implicaria na continuação de índices elevados de reprovação e abandono escolar nas regiões menos favorecidas. A autora apresenta como solução a continuidade de políticas federais que buscam nivelar o desempenho das escolas de todo o país, além da associação da condição socioeconômica com desempenho escolar.

Já De Leon e Menezes Filho (2003) apresentam uma análise dos indicadores e determinantes de reprovação, avanço e evasão escolar no Brasil no período 1984-1997. Os autores concluem que características familiares de início tem grande importância na determinação da continuidade na escola e probabilidade de sucesso, mas com o passar do tempo, esse aspecto vai perdendo sua importância, apontando para o sucesso da universalização do ensino. Também fica evidente que a melhora apresentada na frequência escolar está relacionada com a maior presença por parte da população mais pobre, sendo um forte indício de que a renda é importante para o avanço escolar.

A origem social também é apresentada como principal causa de repetência no artigo de Alves *et al.* (2007). As variáveis que aumentam o risco de reprovação seriam trabalho, ser do sexo masculino e ser de raça negra. Maior capital econômico aparece como uma proteção à probabilidade de repetição. No entanto, essa variável apresenta relação inversa com alunos que se autodeclararam negros, associando, então, não apenas a desigualdade estritamente econômica a problemas de reprovação, mas também desigualdade racial.

A evasão escolar tem sido uma problemática de constante discussão entre os profissionais que trabalham com educação, isso porque o custo de se manter um aluno na escola e este não terminar os estudos é muito alto. A evasão representa a interrupção da participação das crianças do sistema formal de ensino, esta interrupção muitas vezes pode estar associada a diversos fatores. O tema sobre evasão escolar é tratado de forma

tão séria, que o responsável por uma criança evadida pode responder por “processo de abandono intelectual” (CALDAS, 2000).

Gremaud *et al.* (2010), por exemplo, faz um elaborado estudo com dados para os municípios do Estado de São Paulo, com objetivo de investigar o papel que o desempenho escolar no ensino fundamental, em especial a qualificação do aluno em termos de competências e habilidades desenvolvidas ao final deste nível de ensino, exerce na decisão de ingresso e permanência no ensino médio. Primeiro, os autores analisam a relação entre proficiência e não ingresso no ensino médio calculando, através do modelo *logit*, a probabilidade de abandono escolar, probabilidade de aprovação no ensino fundamental e de matrícula no ensino médio do ano seguinte e a probabilidade de reprovação no ensino fundamental e matrícula no ano seguinte. Posteriormente, é estudada a relação entre proficiência e permanência no ensino médio, avaliando a probabilidade desta última ocorrer. A conclusão é de que, primeiro, de fato existe uma relação positiva e significativa entre notas acima da média e permanência na escola. Quanto menores as notas do aluno, aumenta sua probabilidade de abandonar os estudos. Outros resultados interessantes apontam que ser negro, ter mãe com nível superior, estar na idade correta e possuir computador em casa aumentam a probabilidade de permanência no ensino médio. Além disso, apesar de não afetar a questão do ingresso na fase posterior do ensino, ser mulher e de pai de nível superior aumenta a probabilidade de permanência do aluno.

Segundo Costa e Meneses (1995), sejam quais forem as razões, a repetência e a reprovação constituem o primeiro passo em direção à evasão escolar, assim, é antieconômico para o governo ter um custo com o aluno e posteriormente ele vir a reprovar e evadir.

A repetência é uma causa relacionada ao aluno como comentado na introdução, devido aos fatores econômicos e sociais que deixam a criança fora do padrão social em que vive. Geralmente, falta de cultura e alfabetização na família, desestruturação familiar, má alimentação convergem para um mau aproveitamento escolar. Muitos consideram a alimentação como um dos principais fatores para o bom rendimento escolar, dessa forma, existe um programa nacional de merenda escolar.

Ainda sobre as condições socioeconômicas, a violência nas escolas é outro ponto crucial a ser discutido como causador do abandono escolar, principalmente em regiões urbanas onde o tráfico de drogas se faz presente, estudos elaborados pela UNESCO, desde 1997, assinalam que quase dois mil brasileiros, com idade entre 15 e 29 anos, morreram vítimas da violência nas escolas e que, de cinco mil jovens, 60% revelam já ter sofrido ao menos uma agressão (CAMPELLO, 2001).

Segundo Santos *et al.* (1998), no caso específico da criança e do adolescente, o ambiente em que se tem notado uma ampliação e disseminação mais rápida dos casos de violência é no meio escolar. O aumento da violência nas escolas gera conseqüências negativas não só no nível individual, prejudicando o desenvolvimento psicossocial do estudante, como também no nível econômico em escala nacional. Alguns estudos, como o do Banco Mundial, demonstram que o Brasil perde por ano 1% de seu Produto Interno Bruto (PIB), cerca de US\$ 7 bilhões com a violência urbana. Certamente, grande parte deste prejuízo está relacionado à esfera da educação, como por exemplo, o aumento do índice de evasão escolar relacionado à prática de atos violentos cometidos dentro das escolas (SANTOS, 1998).

Em muitas cidades, as escolas são palcos de situações de violência. Situadas em locais onde a exclusão social se manifesta de modo mais acentuado, as escolas não ficam isoladas deste contexto. De depredações a casos de arrombamento, ameaças e prisões, diversos infortúnios ocorrem, amedrontando pais, professores, funcionários e alunos. Em geral, a solução proposta é o policiamento e a colocação de grades. Nem sempre esta solução é possível, e raramente é eficaz. Pelo contrário, frequentemente apenas reforça a violência da situação.

Segundo Vaz (1994), a violência vem de fora da escola. Ou seja, o ambiente educacional é visto como uma vítima de indivíduos que o atacam, depredam e roubam. No entanto, a escola também produz a violência em seu cotidiano; uma violência sutil e invisível, ou violência simbólica, que se esconde também sob o nome de evasão ou abandono. Pode ser, inconscientemente, promovida pelos próprios educadores, através de regulamentos opressivos, currículos e sistemas de avaliação inadequados à realidade onde está inserida a escola, e medidas e posturas que estigmatizam, discriminam e afastam os alunos. Quando os alunos deixam a escola, expulsos pelos mecanismos de evasão ou abandono, encaminham-se para a outra parte do ciclo: o trabalho mal remunerado, o subemprego, as FEBEMs e os presídios.

O problema da violência urbana certamente pode ser um elemento a atrapalhar de forma considerável a meta de universalizar o acesso à escola. Monteiro e Arruda (2011) estudam a relação entre violência e abandono escolar através de um modelo econométrico *probit* para o caso dos municípios cearenses, utilizando o ano de 2003 como base. O estudo aponta uma tendência de maior abandono quando se tem mais violência nas cidades analisadas.

Outro trabalho que relaciona criminalidade e abandono escolar é o de Teixeira (2011). O objetivo do autor foi analisar a relação intrínseca entre criminalidade e educação de duas formas distintas: o impacto da educação defasada ou o abandono escolar sobre a criminalidade do ano posterior ao abandono, em todos os Estados brasileiros, no período 2001 a 2005; e também o efeito da violência sobre o desempenho escolar dos alunos do Estado de São Paulo em 2007. Utilizando um *logit* multinível, os resultados indicam, primeiro, que a violência escolar diminui a probabilidade do aluno apresentar um desempenho satisfatório nas provas de matemática e português. Além disso, um aumento na taxa de abandono escolar dos alunos da primeira série do ensino médio é responsável por uma elevação na taxa de homicídios.

2.2 Políticas Públicas

Muitas dessas causas de abandono e evasão relacionadas aos alunos comentadas acima são também reflexo de uma renda familiar baixa. Em Santa Maria-Rio Grande do Sul (233 mil hab.), em 1997, por iniciativa da Secretaria Municipal de Educação, após diagnóstico realizado ainda em período eleitoral, foi elaborado o Projeto de Combate à Evasão Escolar, atingindo todos os alunos da Rede Municipal de Ensino. São três as grandes causas da evasão escolar no município de Santa Maria: desestruturação familiar; necessidade de complementação da renda familiar e repetência. (Paulics, 1998).

Segundo Almeida (1996), a evasão é uma doença crônica da escola brasileira, atingindo principalmente as famílias carentes, que não têm condições para manter seus filhos na escola. Desta forma, Almeida comenta a importância de programas como o da bolsa escola no Distrito Federal, na íntegra:

As vantagens do programa são evidentes. Nas cidades onde o programa é implantado, a escola transforma-se no centro da vida comunitária, envolvendo as famílias no desempenho escolar de seus filhos. A Bolsa-Escola reduz as desigualdades sociais, por meio da transferência direta de renda para setores excluídos da sociedade; aumenta o consumo da população carente; e, talvez o mais importante, atua como ação preventiva ao desvio precoce de crianças e jovens para o mercado de trabalho, contribuindo para ampliar a consciência de cidadania das populações que vivem a apartação social (Almeida, 1996, pág.02).

Em relação às condições pedagógicas da escola como determinantes de evasão, Caldas (2000), diz que a evasão escolar é um problema complexo e se relaciona com outros importantes temas da pedagogia, como formas de avaliação, reprovação escolar, currículo e disciplinas escolares. Para combater a evasão escolar, portanto, é preciso atacar em duas frentes: uma de ação imediata que busca resgatar o aluno “evadido”, e outra de reestruturação interna que implica na discussão e avaliação das diversas questões enumeradas.

Quando o corpo docente não é qualificado técnica e politicamente, geralmente isso afeta os alunos, de forma que estes se desestimulam a continuarem na escola. Assim, o investimento em infra-estrutura e qualificação do corpo docente também é importante para a diminuição da evasão e do abandono escolar; isso fica evidenciado com o estudo do impacto do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e Valorização do Magistério- Fundef, no estado da Bahia, conforme visto em Anunciação (2003), que encontrou os seguintes resultados:

A implantação do Fundef causou um impacto considerável no contexto do financiamento da educação básica no Estado da Bahia. Entretanto, o valor do gasto por aluno/ano continua aquém do mínimo proposto pelo MEC, necessitando, portanto, da complementação da União. O número de alunos matriculados no ensino fundamental aumentou de forma significativa, assim como a quantidade de recursos destinados a este nível. As matrículas dos níveis infantil e médio também cresceram, mas a falta de um fundo específico tem prejudicado estes níveis. Os professores estão sendo capacitados, mas, em se tratando da remuneração, não houve aumento significativo. (Anunciação, 2003).

O Fundef tem dado um incremento de verbas fundamental para a qualificação de professores em todo o país. A importância desse fundo é representada pela profundidade das mudanças introduzidas e pelos novos critérios estabelecidos na distribuição dos recursos público dos Estados e Municípios vinculados à educação, como também pela perspectiva de atingir resultados bastante positivos a médio prazo que refletirão nos indicadores educacionais de todo o país, particularmente nos municípios e regiões mais carentes.

No quesito distorção idade-série, também conhecido como fluxo educacional, alguns programas, como Se Liga e Avança Brasil⁴, voltados para o Ensino Fundamental, e o Travessia, voltado para o Ensino Médio, tem obtido êxito. Analisando o Avança Brasil (*Toda Criança na Escola*), programa implantado desde 1999, Paes de Barros *et al.* (2007) focam no caso de Goiás, primeiro estado a implantar o programa, e encontram importantes melhorias no fluxo educacional. Os resultados mostram que o

⁴ <http://www.abrasil.gov.br/> Acesso: 20/07/2012

programa, que organiza uma série de ações como fornecimento de alimentação escolar, transporte, distribuição de livros, transferência direta de dinheiro e capacitação de profissionais, levou a uma diminuição na duração média da 1ª série, que era 60% maior que o ideal, passando a ser apenas 20% acima deste e, ainda, ao declínio da porcentagem de crianças com idade acima da adequada na 4ª série, de 52 para 21%.

Ainda que o Bolsa Família seja voltado para Escolas de Ensino Fundamental, e o atual trabalho seja focado no Ensino Médio, é interessante apresentar os resultados iniciais de análises feitas a respeito do programa enquanto política pública voltada à educação.

O programa, como lembra Glewwe (2011)⁵, que começou na década de 1990 com iniciativas anteriores de outras denominações e expandiu-se a partir de 2002 sob o formato atual, prevê pagamentos mensais, em dinheiro, para famílias pobres se seus filhos (com idades entre 6 e 15 anos) estiverem matriculados na escola. Em 2007, mais de 11 milhões de famílias (cerca de 46 milhões de pessoas, um quarto da população brasileira) receberam tais pagamentos. O orçamento do governo destinado ao programa foi de mais de 7,5 bilhões de reais (cerca de USD 4 bilhões) em 2006, representando 0,35 por cento do PNB.

Glewwe e Kassouf (2008) examinaram o impacto do Bolsa Família sobre o progresso das crianças na escola. Oito anos de dados extraídos do censo escolar (1998-2005) foram usados para criar um retrato das escolas públicas de 1ª à 4ª e 5ª à 8ª séries. O método de estimação utilizado comparou as mudanças no número de matrículas, abandono e progressão escolar nas escolas que adotaram o programa, em momentos diferentes. Os autores estimaram, após contabilizar os efeitos cumulativos, que o Bolsa Família tenha aumentado as taxas de matrícula em cerca de 5,5 pontos percentuais da 1ª à 4ª série e cerca de 6,5 pontos percentuais da 5ª à 8ª série. Os autores também apontam que o programa reduziu as taxas de abandono escolar em cerca de 0,5 ponto percentual no caso de crianças da 1ª à 4ª série e cerca de 0,4 ponto percentual, no caso de crianças da 5ª à 8ª série. O programa aumentou as taxas de aprovação em cerca de 0,9 ponto percentual para crianças da 1ª à 4ª série e 0,3 ponto percentual para crianças da 5ª à 8ª série.

Esses resultados são similares aos apresentados por Pellegrina (2011), que analisou o impacto do Bolsa Família no alunado paulista. O autor verifica uma redução no abandono escolar na ordem de 20%, uma redução de 3% sobre aulas ausentes, mas não encontra nenhuma alteração sobre o desempenho dos alunos no boletim ou em exames padronizados.

Assim, tais resultados implicam que políticas públicas de transferência direta de renda, atrelada à obrigatoriedade de matrícula na escola, são efetivas, pelo menos para aumentar o número de matrículas e reduzir o abandono escolar.

3. Metodologia

Esta seção tem por objetivo descrever, analisar e discutir os resultados. A seção 3.1 abordará os dados e suas estatísticas, na seção 3.2 um modelo econométrico

⁵ Disponível em: <http://www.ufjf.br/ladem/2011/03/25/qual-e-o-impacto-do-programa-bolsa-familia-na-educacao/>. Acesso: 20/07/2012.

proporciona a análise sobre relações entre a variável abandono escolar e demais variáveis e, na seção 3.3, é feita a discussão dos resultados.

3.1 Análise Estatística

As variáveis utilizadas neste trabalho foram coletadas em diversas fontes secundárias. Os dados das 521 escolas estaduais de ensino médio, abrangendo todos os municípios do Estado do Ceará, foram coletados diretamente na divisão de estatística da SEDUC/CE (Secretaria de Educação Básica do Estado do Ceará). Estes dados, relacionados às escolas, são: i) Percentual anual de abandono escolar; ii) Número de docentes na escola; iii) Número de alunos matriculados na escola e; iv) percentual anual de repetência da escola. Além disso, são utilizadas variáveis com características municipais referente ao município ao qual a escola está inserida. Estas variáveis, mais adiante no modelo econométrico, serão chamadas de variáveis categóricas. São elas: i) Percentual de alunos matriculados na série adequada conforme sua idade; ii) Quantidade de alunos transportados do meio rural pelo município para a rede estadual de ensino; iii) Produto Interno Bruto, a preço de fatores, segundo os municípios do Ceará; iv) População residente total; v) Área total do município em quilômetros quadrados e; vi) Quantidade de óbitos nos municípios advindos de agressões e armas diversas. No Quadro 1.1 segue um resumo das características das variáveis utilizadas neste trabalho.

Quadro 1.1: Resumo das principais variáveis

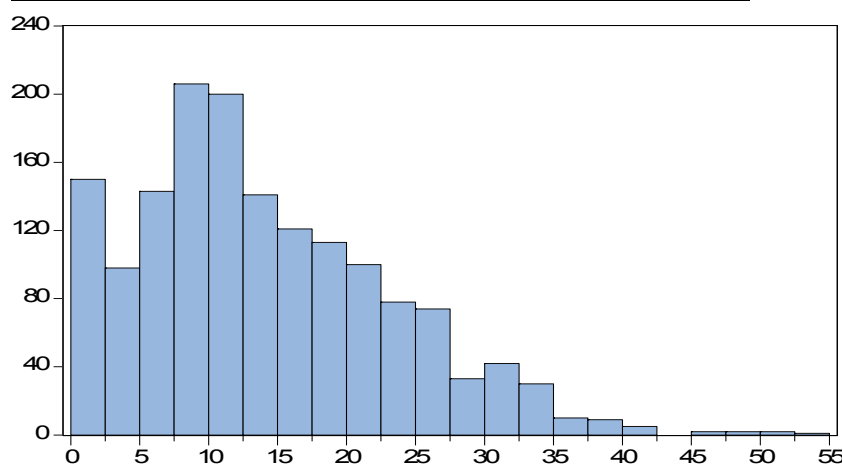
Variável	Descrição	Fonte	Corte
ABN	Percentual de abandono	SEDUC/CE	Escola
DOC	Número de docentes	SEDUC/CE	Escola
MAT	Número de matrículas	SEDUC/CE	Escola
REP	Percentual de repêntencia	SEDUC/CE	Escola
DIST	Percentual de alunos na idade certa	SEDUC/CE	Município
TRANSP	Quantidade de alunos transportados da zona rural.	SEDUC/CE	Município
PIB	Produto Interno Bruto – a preço de fatores	IBGE	Município
POP	População	IBGE	Município
AREA	Área em Km quadrado	IBGE	Município
OBITOS	Número de óbitos por agressões e armas diversas (armas de fogo, armas brancas, armas cortantes, objetos contundentes, objetos perfurantes etc.)	DATASUS	Município
CIDADE	<i>Dummy</i> que indica 1 se a cidade possui mais de 100 mil habitantes e 0 caso contrário.	Elaboração dos autores	Município
RM	<i>Dummy</i> que indica 1 se a cidade pertence à Região Metropolitana de Fortaleza e 0 caso contrário.	Elaboração dos autores	Município

Fonte: Elaboração dos autores.

São utilizadas duas variáveis *dummy*, RM e CIDADE. A variável RM indica valor 1 caso o município pertença à Região Metropolitana de Fortaleza (RM), e valor zero caso contrário. A Região Metropolitana foi criada em 8 de junho de 1973 por uma lei complementar federal. Inicialmente, era composta por apenas cinco municípios: Fortaleza, Caucaia, Maranguape, Pacatuba e Aquiraz. Ao longo dos anos, cidades como Maracanaú, Eusébio, Itaitinga, Guaiúba, Chorozinho, Pacajus, Horizonte e São Gonçalo do Amarante foram incluídas na composição, e, mais recentemente, em 2009, Pindoretama e Cascavel também foram incorporadas. Já a variável *dummy* CIDADE indica valor 1 caso a cidade possua mais de cem mil habitantes e valor zero caso contrário. São oito cidades no Estado do Ceará com mais de 100 mil habitantes, a saber: Fortaleza, Caucaia, Maracanaú, e Maranguape, na Região Metropolitana, Juazeiro do Norte e Crato, na Região Sul do Estado e, Sobral e Itapipoca, na zona Norte.

Para analisar os determinantes do abandono escolar faz-se necessário, antes de qualquer análise, compreender o comportamento desta variável. O banco de dados dispõe 521 escolas do ensino médio da rede pública estadual para os anos de 2008, 2009 e 2010, totalizando 1563 observações de abandono escolar, expressas em percentual de abandono, ou seja, aluno que se matriculou na escola naquele determinado ano, porém evadiu. Vale ressaltar que este aluno considerado na amostra como aluno que abandonou, se matriculou e no final do ano não obteve status nem de matriculado e nem de reprovado, deixando de frequentar as aulas por algum motivo.

Tabela 1.1 : Histograma da variável abandono escolar



Fonte: Elaboração dos autores

No histograma acima, o eixo das abscissas consiste nos percentuais de abandono escolar, enquanto nas coordenadas observa-se a quantidade de vezes que o evento ocorreu. Note que o percentual de abandono em torno de 10% é o mais observado na amostra. Pelo teste Jarque-Bera, rejeita-se a hipótese nula de normalidade, e o teste de assimetria ($skewness\ v=0,7264$) indica uma assimetria na distribuição de probabilidade dos eventos para a direita da média. O valor mínimo de abandono escolar foi de 0,00% e o máximo foi de 53,30%, com uma média de 13,99% de abandono escolar.

Tabela 1.2: Média de Abandono Escolar por ano

Ano	Média	Desvio Padrão	Observações
2008	15,87%	9,405641	521
2009	14,41%	9,621652	521
2010	11,70%	8,359047	521
TOTAL	13,99%	9,301310	1563

Fonte: Elaboração dos autores.

Na tabela 1.2, observa-se a média de abandono escolar por ano nas 521 escolas analisadas. Note que a média de abandono vem caindo ao longo dos anos, indo de 15.87% em 2008, para 11.70% em 2010.

Tabela 1.3: Média de Abandono Escolar por ano na Região Metropolitana

Ano	Média	Desvio Padrão	Observações
2008	22,06%	9,961898	207
2009	19,35%	11,02876	207
2010	16,45%	9,902858	207

Fonte: Elaboração dos autores.

Das 521 escolas analisadas, 207 pertencem aos municípios localizados na Região Metropolitana de Fortaleza. Na tabela 1.3, observa-se a média de abandono escolar por ano nestas 207 escolas. Note que os índices de abandono são, em média, maiores para as escolas da RM quando comparados com as médias de abandono de todo o estado. Porém, vem decrescendo ao longo dos anos, indo de 22.06% em 2008, para 16.45% em 2010.

Tabela 1.4: Média de Abandono Escolar por ano para cidades com mais e menos de 100 mil habitantes

Ano	Média		Desvio Padrão		Observações	
	+ 100 mil	- 100 mil	+ 100 mil	- 100 mil	+ 100 mil	- 100 mil
2008	21,10%	12,08%	10,21083	6,450835	222	299

2009	18,86%	11,17%	11,07866	6,725534	222	299
2010	15,74%	8,74%	9,833235	5,399968	222	299

Fonte: Elaboração dos autores.

Considerando agora um corte entre as cidades com mais e menos de 100 mil habitantes, onde as 8 cidades com mais de 100 mil habitantes detêm 222 escolas das 521 totais, note pela Tabela 1.4 que em todos os anos, a média de abandono escolar foi maior nos municípios com mais de 100 mil habitantes. Entretanto, para ambas as classes de município, essa taxa média decresce ao longo dos anos.

3.2 Análise Econométrica: *Probit* Ordenado

Devido à variável dependente abandono escolar ser um percentual, implica em uma característica peculiar de informação limitada, entre zero e um. Uma forma de tratar com este problema é o uso de um modelo policotômico do tipo ordenado. Este modelo também poderá ser especificado através do uso de uma variável latente, com a flexibilização que a variável de escolha discreta poderá assumir um número ilimitado de valores com a seguinte formatação: $Y_i = j$, se $\theta_{j-1} < Y_i < \theta_j$. Os limites definidos por θ_j são denominados de parâmetros *threshold*, os quais serão determinados a priori. A escolha discreta ficará assim distribuída de acordo com os percentuais de evasão por escola:

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{se } 0 < Y_i \leq 5\% \\ 2, & \text{se } 5\% < Y_i \leq 10\% \\ 3, & \text{se } 10\% < Y_i \leq 15\% \\ 4, & \text{se } 15\% < Y_i \leq 20\% \\ 5, & \text{se } 20\% < Y_i \leq 25\% \\ 6, & \text{se } 25\% < Y_i \leq 30\% \\ 7 & \text{se } Y_i > 30\% \end{cases}$$

Assim, a variável dependente abandono será ordenada e o modelo econométrico a ser estimado será o *Probit* ordenado, pois se considera a distribuição normal padrão para encontrar a probabilidade de cada classe ordenada. Além disso, a base de dados possui 521 escolas públicas de ensino médio do Estado do Ceará em três anos, 2007, 2008 e 2010. Desta forma, utiliza-se um modelo *Probit* ordenado para dados em painel conforme a especificação abaixo.

$$ABN_PROBIT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DOC_{it} + \alpha_2 MAT_{it} + \alpha_3 REP_{it} + \alpha_4 DIST_{it} + \alpha_5 TRANSP_{it} + \alpha_6 RM_{it} + \alpha_7 PIB_{it} + \alpha_8 CIDADE_{it} + \alpha_9 POP_{it} + \alpha_{10} AREA_{it} + \alpha_{11} OBITOS_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$$

Onde:

ABN_PROBIT_{it} = Abandono no ensino médio na escola i no tempo t observando os valores *threshold* definidos na ordenação.

DOC_{it} = Número de docentes no ensino médio da escola i no tempo t .

MAT_{it} = Número de alunos matriculados no ensino médio na escola i no tempo t .

REP_{it} = Percentual de repetência no ensino médio na escola i no tempo t .

$DIST_{it}$ = Percentual de alunos com idade certa no ensino médio no município da escola i no tempo t .

$TRANSP_{it}$ = Número do ensino médio da rede pública transportados da zona rural pela rede estadual no município da escola i no tempo t .

RM_{it} = *Dummy* que indica valor 1 se a escola i é do município da Região Metropolitana de Fortaleza e 0 caso contrário, observado o tempo t .

$CIDADE_{it}$ = *Dummy* que indica valor 1 se a escola i pertence ao grupo de municípios com mais de 100 mil habitantes e 0 caso contrário, observado o tempo t .

PIB_{it} = Produto Interno Bruto dos municípios da escola i no tempo t .

POP_{it} = População residente dos municípios da escola i no tempo t .

$OBITOS_{it}$ = Óbitos dos municípios da escola i no tempo t .

$AREA_{it}$ = Área territorial dos municípios da escola i no tempo t .

O erro do modelo em painel se decompõem de uma heterogeneidade não observada, α_i , características específicas não observadas das escolas e constante no tempo e, um termo aleatório, μ_{it} . Para tratar modelo *Probit* em dados em Painel deve-se observar a existência de heterogeneidade não observada. Deve-se testar $H_0 : \alpha_i = 0$, para $i=1, \dots, N$. Se H_0 não for rejeitada, a estimação é simples e utiliza-se os procedimentos *probit* usuais. Todavia, Se H_0 for rejeitada, o procedimento de máxima verossimilhança é complicado pela presença de efeitos fixos (Baltagi, 1999). Para o presente trabalho, não constata-se a presença da heterogeneidade não observada, e o *probit* com efeitos aleatórios foi utilizado. Os resultados esperados da estimação seguem no Quadro 1.2.

Quadro 1.2: Resultados Esperados – Impacto das variáveis explicativas sobre o abandono escolar.

Variável	Sinal	Motivo e hipóteses
DOC	-	Quanto maior a quantidade de professores, menor o abandono escolar.
MAT	+	Quanto mais alunos matriculados, menor o controle e fiscalização da escola com os alunos, logo, maior o abandono.
REP	+	Quanto mais repetência, indica quão ruim está a qualidade da escola, por consequência maior o abandono.
DIST	-	Quanto mais alunos na idade certa, menos distorções de idade, menor o abandono.
TRANSP	-	Quanto mais alunos transportados da zona rural implica maior eficiência dos transportes escolares e, conseqüentemente, menor abandono.
PIB	- / +	Sinal negativo se a riqueza influi em melhores condições socioeconômicas e melhores condições de estudo, reduzindo o abandono. Sinal positivo se os adolescentes estão abandonando para trabalharem nas empresas e, conseqüentemente, gerando produto (de curto prazo).
POP	- / +	Variável de controle
AREA	- / +	Variável de controle
OBITOS	+	Quanto maior a quantidade de óbitos por agressão, maior a criminalidade; risco de violência inibe famílias e alunos.
CIDADE	- / +	Observar relações intraregionais
RM	- / +	Observar relações intraregionais

Fonte: Elaboração dos autores.

3.3 Resultados

Nesta seção são apresentados os resultados da abordagem descrita na seção anterior. Inicialmente, observa-se que o modelo mostrou-se globalmente significativo, fato que pode ser atestado pelo teste da razão de verossimilhança, que apresentou valores acima do limite crítico.

Todas as variáveis se mostraram estatisticamente robustas aos níveis usuais de significância e dentro do cenário de sinais esperados. Os resultados indicam que quanto maior o percentual de repetência na escola, também será maior o percentual de abandono. Vale ressaltar que não se trata do mesmo grupo de alunos, considera-se aluno reprovado aquele que chega até o final do ano letivo e não consegue aprovação. A relação entre duas variáveis pode residir no fato de que uma escola que não consegue estimular seus alunos para os estudos provavelmente terá um grande número de abandonos e repetências.

Número de docentes na escola possui uma relação inversa e estatística significativa para explicar o abandono escolar, um resultado bastante intuitivo. Enquanto grande maioria dos trabalhos utilizam a razão professor/aluno, neste trabalho utiliza-se apenas a quantidade de professores total, pois o número total de alunos matriculados na escola já está controlado no modelo pela variável MAT_{it} .

Quanto maior o número de alunos matriculados na escola, maior será o percentual de abandono escolar, resultado estatisticamente significativo a 1%. Quanto maior a quantidade de alunos na escola, menos atenção e/ou fiscalização a escola consegue fornecer a estes alunos. Em uma escola pequena, os porteiros, fiscais, secretários, professores e diretores conhecem praticamente todos os alunos por nome, se um aluno falta a aula fica fácil identificá-lo e telefonar para os pais. Em uma escola maior, esta atenção com o estudante torna-se cada vez mais complexa e improvável.

Tabela 1.5: Estimação do Modelo Probit Ordenado em Dados em Painel, Variável dependente Abandono Escolar.

Variável	Coefficiente	Estatística Z	Prob
DOC	-0.011773	-2.300409	0.0214**
REP	0.038041	7.889139	0.0000*
MAT	0.000397	2.653981	0.0080*
DIST	-0.049657	-9.477291	0.0000*
TRANSP	-0.000283	-4.182732	0.0000*
PIB	-1.49E-07	-3.509264	0.0004*
POP	1.11E-06	3.708445	0.0002*
OBITOS	0.001965	2.547931	0.0108**
RM	0.408130	4.042727	0.0001*
CIDADE	0.195497	2.090770	0.0365**
AREA	0.000133	2.999398	0.0027*
Estatística LR	566.4595		
Prob(LR estatística)	0.000000		

Fonte: Elaboração dos Autores.

(*) Significativo a 1%

(**) Significativo a 5%

A variável $DIST_{it}$ relata o percentual de alunos na idade certa no ensino médio, no município onde a escola i está inserida. Os resultados apontam que quando um município possui percentuais consistentes de alunos freqüentando as aulas na idade certa, ou seja, pouca distorção idade-série, menor será o abandono escolar. Isso implica

que os alunos mais velhos tem dificuldades em estar no mesmo ambiente com colegas mais novos, e vice-versa, a distorção impulsiona o abandono na escola. Distorções no fluxo educacional também podem indicar múltiplas reprovações no passado, o que tende a ter um efeito cumulativo no desestímulo do estudante.

Outra variável que apresenta resultados significativos para reduzir o abandono escolar é a $TRANSP_{it}$. Se o município da escola i apresenta equipamentos de transporte que permita aos alunos da zona rural se deslocarem até a escola, menor será a evasão escolar. Esta variável apresenta o número de alunos do ensino médio transportados no município, não estando claro para qual escola o aluno está sendo transportado; a variável entra no modelo como uma variável categórica, ordenando os municípios.

Assim como o número de alunos transportados, a variável PIB_{it} também entra no modelo como uma variável categórica, classificando os municípios. Quanto maior o PIB do município, menor será o abandono escolar, resultado estatisticamente significativo ao nível de 1%. O PIB é uma medida de crescimento econômico, e não desenvolvimento; levando esta diferença em consideração, é possível inferir que se uma cidade está crescendo economicamente, está proporcionando mais empregos, e, conseqüentemente, os alunos do ensino médio estão deixando a escola para trabalhar. Naturalmente esta variável surge no modelo para que não seja cometido erro de especificação, não cabendo sugestão de política contra o abandono escolar.

A quantidade de óbitos por agressões de diversas naturezas (agressão física, arma de fogo, armas brancas, objeto cortante, objeto contundente etc.), coletada no sistema DataSUS, tem por princípio servir de *proxy* para criminalidade. Os resultados, ao nível de significância de 5%, indicam que quando mais óbitos nos municípios maior será a taxa de evasão. Esse fato deve-se ao desestímulo dos alunos frequentarem os arredores das escolas ou mesmo, alunos e ex-alunos entrando para o mundo do crime.

A variável *dummy* RM indica valor 1 caso o município da escola i esteja localizado na Região Metropolitana de Fortaleza (RM) e valor 0 caso contrário. O fato de uma escola estar localizada na RM aumenta a evasão escolar ao nível de significância de 1%.

A variável *dummy* CIDADE indica valor 1 caso o município da escola i tenha mais de 100 mil habitantes e valor 0 caso contrário. O fato de uma cidade ter mais de 100 mil habitantes implica maior abandono ao nível de significância de 5%. Das 8 cidades com mais de 100 mil habitantes no Ceará, 4 estão na Região Metropolitana de Fortaleza e 4 no interior do Estado. A inclusão desta *dummy* permite capturar efeitos de oportunidades de emprego, criminalidade, não somente devido à proximidade com a capital, mas do que estas cidades são capazes de proporcionar.

4. Conclusão

Este artigo teve como objetivo analisar as causas do abandono escolar nos municípios cearenses. Foi utilizada uma base de dados de 521 escolas de ensino médio, com dados oriundos da Secretaria de Educação Básica do Ceará (SEDUC), do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do DataSUS. Foram incluídas como variáveis no modelo *probit* ordenado o abandono escolar, o número de docentes da escola, o número de alunos matriculados, o percentual de alunos de idade correta na série correspondente, o

percentual de repetência, quantidade de alunos transportados da zona rural, a quantidade de óbitos por agressões de diversas naturezas (agressão física, arma de fogo, armas brancas, objeto cortante, objeto contundente etc.), que serve como *proxy* da criminalidade do município, o PIB, a população do município e a área do município. Além disso, foram construídas variáveis *dummy* que determinam se a escola pertence à Região Metropolitana de Fortaleza e referente ao tamanho populacional do município (se tem população maior ou menor que 100.000 habitantes).

Os resultados da análise permitem inferir conclusões relevantes sobre o tema. O modelo indica que quanto maior o percentual de repetência na escola, maior será o percentual de abandono, o que parece bastante intuitivo, e está de acordo com aquele encontrado por De Leon e Menezes Filho (2003). Ainda que os alunos repetentes não sejam, necessariamente, os mesmos que abandonam, um número elevado de reprovações é um indicativo da qualidade da escola e seus docentes. O número de docentes na escola possui uma relação inversa com o abandono, ou seja, quanto maior a quantidade de professores na escola, menor a quantidade de alunos que irão abandonar. Novamente, um resultado esperado, já que um acompanhamento mais próximo, que pode ser fornecido pela presença de mais professores, tende a estimular o aluno.

Ao mesmo tempo, quando um município possui percentuais elevados de alunos freqüentando as aulas na idade certa, menor será o abandono escolar, e quanto maior o número de alunos matriculados na escola, maior será o percentual de abandono escolar. Uma frequência maior de alunos fora da idade correta na série tem uma série de implicações, sendo um indicativo de falhas no sistema de ensino e, de acordo com autores como Prado (2000), leva à perda da auto-estima do aluno; além disso, um aluno com idade avançada na série incorreta pode ser sinônimo de múltiplas reprovações, o que é mais um motivo de desestímulo. Já a relação positiva entre o tamanho da escola, *i.e.*, a quantidade de matrículas, parece direta: um maior número de alunos demanda maior controle, e considerando os problemas de recursos, humanos e físicos, que enfrentam as escolas municipais, tal acompanhamento e fiscalização podem ser prejudicados em escolas com maior quantidade de estudantes.

Um maior número de alunos transportados da zona rural para a escola também reduz o abandono escolar. Este resultado acompanha o descrito no trabalho de Verhine e Melo (1988), que associa uma maior distância da escola ao abandono. Efetivamente, uma quantidade maior de alunos está tendo sua locomoção facilitada, parece sensato, então, que a relação seja inversa.

Outro resultado contundente é o de que quanto maior a criminalidade no município, analisado pela quantidade de óbitos por diversos tipos de agressão, maior o abandono escolar. Parece evidente que correr risco de violência na região que frequenta a escola é um desestímulo ao aluno e suas famílias. Por outro lado, o mundo da criminalidade, infelizmente, também absorve muitos desses jovens, seja pelo envolvimento com drogas ou outras atividades ilícitas.

Com relação ao PIB, quanto maior o produto interno bruto, maior a chance do aluno abandonar a escola. Um resultado que pode parecer, a princípio, contraditório, pode ter uma explicação relativamente simples: municípios com maiores taxas de crescimento apresentam mais oportunidades de emprego. Considera-se notória a necessidade de diversos alunos do sistema público de ajudarem suas famílias financeiramente, e o já citado *trade-off* entre o benefício futuro da educação e o custo de oportunidade no presente de frequentar a escola torna tal relação compreensível.

O fato da escola encontrar-se na Região Metropolitana de Fortaleza, capital do Estado, implica em maior abandono. Possivelmente as dificuldades ligadas a maior criminalidade e maiores oportunidades de trabalho, presentes em tais municípios, explicam essa relação.

Finalmente, a variável *dummy* que identifica se o município tem mais de 100.000 habitantes ou não tem relação positiva com o abandono escolar.

De uma forma geral, estes resultados parecem corroborar a literatura recente. Assim, cabe a sugestão de políticas públicas voltadas para o aumento da quantidade de professores com boas condições de trabalho, assim como a contratação de mais professores, escolas com menos alunos, permitindo um acompanhamento mais individualizado do progresso acadêmico e condições em que se encontra o estudante, políticas voltadas para corrigir o fluxo educacional (como o programa Acelera Brasil, voltado para o Ensino Fundamental, e o programa Travessia, voltado para o Ensino Médio), e investimentos em equipamentos de transporte escolar. Finalmente, a necessidade de políticas públicas voltadas para maior segurança dentro e fora das escolas está sempre implícita em qualquer trabalho da área. Iniciativas do gênero, considerando os resultados atingidos, reduziriam, a princípio, a probabilidade de alunos abandonarem o ambiente de ensino.

5. Referências Bibliográficas

ALMEIDA, M.A. Programa Bolsa Escola. São Paulo: **Instituto Polis, Dicas Nº 75**, 1996. disponível em: <http://www.polis.org.br/publicacoes/download/arquivos/Dicas75.pdf> Acesso em: 01/05/2012

ALVES, F., ORTIGÃO, I., FRANCO, C. Origem Social e Risco de Repetência: Interação Raça-Capital Econômico. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 130, p. 161-180, jan./abr. 2007.

ANUNCIACÃO, M.P.P. O impacto do Fundef no contexto no Estado da Bahia: Uma abordagem quantitativa. Salvador, **Gestão Ação v.6, n.2, p.129-140**, jul./dez, 2003.

BALTAGI, B. H. Specification tests in panel data models using artificial regressions. *Annales D'Économie et de Statistique*, n. 55-56, p. 277-298, 1999. Disponível em: <<<http://annales.ensae.fr/anciens/n5556/vol5556-11.pdf>>>. Acesso em: 08 nov. 2011.

BARRO, R. J. [Economic Growth in a Cross Section of Countries](#). **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, vol. 106(2), pages 407-43, May 1991.

BRIDGELAND, J.M., DILULIO JR., J.J, MORISON, 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.

CAETANO, L. Abandono Escolar: Repercussões Sócio-Econômicas na Região Centro: Algumas Reflexões. **Finisterra**, XL, 79, pp. 163-176, 2005.

CALDAS, E.L. Combatendo a Evasão Escolar. São Paulo: **Instituto Polis, Dicas N° 172**, 2000. Disponível em: <http://www.polis.org.br/publicacoes/download/arquivos/Dicas172.pdf> Acesso em: 01/05/2012

CAMPELLO, C.M.T. Violência na escola: um protesto contra a exclusão social? Salvador: **Bahia Análise & Dados**, v.11 n.1 p.28-31 Junho 2001.

CASTRO, M. H. G. As desigualdades regionais no sistema educacional brasileiro, *in Ricardo Henriques (org.) Desigualdade e Pobreza no Brasil*, Rio de Janeiro, IPEA, pp. 425-458, 2000.

CARVAJAL, M. J., MORRIS, F. K., DAVENPORT, L. M. Economic Determinants of Academic Failure and School Desertion in the Guatemala Highlands. **Economics of Education Review**. Vol. 12, Issue 1, pp. 59-70, 1993.

COSTA, M.V.N., MENESES, Z.M. Evasão Escolar: Causas e Repercussão Social. **Monografia do Curso de Especialização em Planejamento Educacional. Fortaleza: UNIFOR**, 1995.

DAMON, A., GLEWWE, P. Three Proposals to Improve Education in Latin America and the Caribbean: Estimates of the Costs and Benefits of Each Strategy. **Report to the Copenhagen Consensus Center and the Inter-American Development Bank**, 2007.

De LEON, F. L. L. , Menezes Filho, N. Reprovação, Avanço e Evasão Escolar no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, IPEA, 2003.

ENGUIITA, M. F., MARTÍNEZ, L. M., GÓMEZ, J. R. School Failure and Dropouts in Spain. **Social Studies Collection n. 29**. Fundación La Caixa, 2010.

FERNANDES, R. ; GREMAUD, A. P. Qualidade da Educação: Avaliação, Indicadores e Metas. In: Fernando Veloso; Samuel Pessôa; Ricardo Henriques; Fábio Giambiagi. (Org.). **Educação Básica no Brasil: construindo o país do futuro**. 1 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, v. 1, p. 213-238, 2009.

GLEWWE, P. Schools and Skills in Developing Countries: Education Policies and Socioeconomic Outcomes" **Journal of Economic Literature** 40(2):436-482, 2002.

GLEWWE, P., KASSOUF, A.L. The Impact of the Bolsa Escola/Família Conditional Cash Transfer Program on Enrollment, Drop Out Rates and Grade Promotion in Brazil. **Working Papers 08_16**, Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, 2008.

GUIMARÃES, D. B.; ARRAES, R.A. Status Sócio-Econômico, Background Familiar, Formação Educacional e as Chances de Sucesso dos Candidatos ao Vestibular da UFC. Fortaleza, Dissertação de Mestrado CAEN/UFC, 2008.

GREMAUD, A.P., NICOELLA, A.C., SCORZAFAVE, L.G., OLIVEIRA, R.G., SOARES, T.M., BELLUZO JR., W. **A Relação entre o Abandono Escolar no Ensino Médio e o Desempenho no Ensino Fundamental Brasileiro.** *Gestão do Conhecimento, Linhas de Pesquisa 2009/2010.* Instituto Unibanco. 2010.

HANUSHEK, E. A. **The Economics of School Quality.** *German Economic Review*, n. 6 (3): 269-286, 2005.

HOFFMANN, R. *Estatística para Economistas.* 3^a.ed São Paulo: **Editora Guazzelli**, 1998.

JÚNIOR, L.H.S., SAMPAIO, Y. Qualidade da escola e *background* familiar na formação de capital humano no brasil. **Fortaleza: Fórum BNB** 2009

KRUEGER A. B., LINDAHL, M.: Education for Growth: Why and For Whom? **Journal of Economic Literature**, Vol. XXXIX, pp. 1101–1136 December, 2001.

LAZEAR, E.P. Teacher Incentives. **Swedish Economic Policy Review** 10, pp.179-214, 2003.

LAZEAR, E.P. Educational production. **Quarterly Journal of Economics** 116, pp. 777-803, 2001.

LAZEAR, E.P. Performance Pay and Productivity. **American Economic Review**, Vol. 90, No. 5, pp. 1346-1362, Dec. 2000.

LIMA, J. V.S., *Perspectivas de Continuidade Escolar e Factores Influentes numa Amostra de Alunos do 9º Ano de Escolaridade.* **FPCEUC – Teses de Mestrado, Universidade de Coimbra**, 2010.

LUCAS, R. On the Mechanics of Economic Development, **Journal of Monetary Economics.** 22: 3-42, 1988.

MANKIW, N. G., ROMER, D., WEIL, D. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics.** 107(2): 407-437, 1992.

MCNEAL, R.B. High School Dropouts: A Closer Examination of School Effects. **School Science Quarterly**, vol. 78, n. 1, pp. 209-222, 1997.

MELLO, G. N. *Magisterio de 1º grau: da competencia técnica ao compromisso político.* São Paulo, **Cortez**, 1982.

MELLO E SOUZA, A., SILVA, N. V. Origem Familiar, Qualidade da Educação e Escolas Públicas e Particulares em São Paulo: relações e efeitos nas transições escolares. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 24, n.1, pp. 97-114, Abril 1994.

MONTEIRO, V.B., ARRUDA, E.F. O impacto da violência urbana nos indicadores de evasão escolar na Região Metropolitana de Fortaleza. **Code 2011, Anais do I Circuito de Debates Acadêmicos**, 2011. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/code/chamada2011/pdf/area3/area3-artigo19.pdf>. Acesso: 20/07/2012.

OLIVEIRA, A. M. S. O regresso à escola dos alunos em abandono escolar – contributo de um Programa Integrado de Educação e Formação. **Dissertação**. Universidade Portucalense Infante D. Henrique, 2009.

PAES DE BARROS, R., DE CARVALHO, M., MENDONÇA, R. O Progresso Educacional de Goiás, in: **Educação em Cena**, No. 2, Ano 1, Instituto Ayrton Senna, Novembro/2007.

PAULICS, V. Finalistas de 1998 do programa gestão pública e cidadania. **São Paulo: Instituto Polis, Dicas Nº 105**, 1998. disponível em: <http://www.polis.org.br/publicacoes/download/arquivos/Dicas105.pdf>. Acesso em: 01/05/2012

PELLEGRINA, H.S. Impactos de curto prazo do Programa Bolsa Família sobre o abandono e o desempenho escolar do alunado paulista. Tese de Dissertação, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, USP. 2011.

PRADO, I.G.A. LDB e Políticas de Correção de Fluxo Escolar. **Em Aberto**, Brasília, v. 17, n. 71, p. 49-56, jan. 2000.

RUMBERGER, R., LIMA, S. A. Why Students Drop Out: A Review of 25 Years of Research. **California Dropout Research Project**, Policy Brief 15, University of California, 2008.

SANTOS, S., FONTES, M., MAY, R. Construindo o ciclo da paz (nas escolas do distrito federal). Brasília: **Instituto Promundo**, 1998.

TEIXEIRA, E.V. Dois Ensaio Acerca da Relação Entre Criminalidade e Educação. **Tese de Doutorado, USP**, Piracicaba, 2011.

VAZ, J.C. A violência na Escola: como enfrenta-la. São Paulo: **Instituto Polis, Dicas Nº 10**, 1994. disponível em: <http://www.polis.org.br/publicacoes/download/arquivos/Dicas10.pdf> Acesso em: 01/05/2012

VERHINE, R.E., MELO, A.M.P. Causes of school failure: the case of the state of Bahia in Brazil. **NGO Education and Development Library, Prospects**, v18, n.4, pp. 557-568, 1988.

WEIS, B., CHAIM, N.A., BELIK, W. Manual de Gestão Eficiente da Merenda Escolar. **São Paulo: Apoio Fome Zero — Associação de Apoio a Políticas de Segurança Alimentar**, abril de 2004.

_____. Vamos Fiscalizar a Merenda Escolar. **São Paulo: Apoio Fome Zero — Associação de Apoio a Políticas de Segurança Alimentar**, janeiro de 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. Econometric analysis of cross section and panel data. **MIT Press**, Cambridge MA, 2002.

GASTOS PÚBLICOS E CRESCIMENTO ECONÔMICO: EVIDÊNCIAS DA ECONOMIA CEARENSE

Gabriel Sampaio Morais¹
Jair Andrade de Araujo²
Vitor Borges Monteiro³

RESUMO

O artigo tem o intuito de explicar a relação entre os gastos públicos com o crescimento econômico, trazendo uma revisão da literatura e uma análise da influência de algumas despesas sobre o crescimento econômico nos municípios cearenses. As despesas são as com: saúde e saneamento; urbanismo e habitação; custeio de pessoal e legislativo. O capital físico e humano dos municípios cearenses são incorporados à análise. Para essa análise, utiliza-se uma amostra de 122 dos 184 municípios cearenses no período de 2002 a 2009, em uma abordagem dinâmica de acordo com Arellano e Bond (1991). E como modelo teórico, adotou-se uma extensão da função de produção de Barro (1990) cujo objetivo é justamente tentar encontrar para os municípios cearenses, quais tipos de gastos estariam influenciando seu crescimento econômico. Conclui-se que os incrementos em capital físico e capital humano têm contribuído para elevar o crescimento nos municípios cearenses. Ressalte-se que o impacto do capital humano é maior do que o obtido via crescimento do capital físico. Desta forma, políticas públicas direcionadas ao aumento da educação apresentam maiores impactos no aumento do produto do que aquelas que influenciam apenas o crescimento do produto com elevação do capital físico. Os gastos com saúde, saneamento e legislativos não apresentam relação com o produto. Já as despesas com urbanismo e habitação, e custeio com pessoal apresentaram impacto positivo sobre o PIB *per capita*.

Palavras-chave: finanças públicas; gastos públicos; crescimento econômico.

JEL: H30,H39,H54

ABSTRACT

The article aims to explain the relationship between public spending on economic growth, bringing a literature review and an analysis of the influence of some expenditure on economic growth in the municipalities of Ceará. Such expenses would be with: health and sanitation; urbanization and housing, funding and legislative staff. Still using information on physical capital and human capital, by municipality of Ceará. For this analysis, we use a sample of 122 of the 184 municipalities in Ceará from 2002 to 2009, in a dynamic approach according to Arellano and Bond (1991). And as a theoretical model, we adopted an extension of the production function of Barro (1990). Its goal is just to try to find municipalities in Ceará, what types of expenses would be influencing its economic growth. We conclude that the increases in physical capital and

¹ Graduado em Análise e Desenvolvimento de Sistemas. Email: gabriel_morais@yahoo.com.br

² -Doutor em Economia e Professor dos cursos de graduação em Economia e Finanças da UFC/Sobral. E-mail: jairandrade@ufc.br

³ -Doutor em Economia e Professor dos cursos de graduação em Economia e Finanças da UFC/Sobral. E-mail: vmonteiro5@hotmail.com.br

human capital have contributed to higher growth in the municipalities of Ceará. It should be noted that the impact of human capital is higher than that obtained via growth of physical capital. In this sense, public policies aimed at increasing education have greater impact on increasing the product than those that only affect output growth with an increase in physical capital. Spending on health and sanitation, and have no legal relationship with the product. Since the cost of housing and urban development, costing and staff had a positive impact on GDP per capita.

Keywords: public finance, public spending, economic growth
JEL: H30,H39,H54

1 INTRODUÇÃO

Gasto público é um dos temas mais discutidos no âmbito das finanças públicas. É também um dos principais alvo das críticas dos economistas, sobretudo os que defendem maior eficiência. Ter conhecimento de como melhor alocar os recursos do governo é de grande utilidade a toda sociedade, e para isso toma-se o produto interno bruto (PIB) de uma economia como forma de acompanhar a eficiência dos gastos governamentais.

Há muitos anos, estudiosos analisam os impactos dos gastos públicos sobre o crescimento econômico. Uma das linhas de argumentação é a de que sucessivas elevações desses gastos tenderiam a limitar a formação de poupança interna e os incrementos dos investimentos privados além da conseqüente diminuição do produto. Esses argumentos foram construídos a partir de modelos tradicionais de crescimento, por exemplo, o de Solow (1956): o efeito final de elevações de gastos seria a redução dos níveis do produto *per capita*.

Por outro lado, muitas questões foram levantadas a partir do modelo de crescimento endógeno de Barro (1990) que demonstra a relação entre os gastos públicos e o crescimento. O impacto dos gastos governamentais é nulo desde que não afete a produtividade do setor privado.

A partir de então, surgem diversos estudos que apregoam a divisão dos gastos públicos em dois tipos: aqueles considerados improdutivos, pois não afetam o crescimento de longo prazo; e os produtivos que, introduzidos na função de produção local, relacionam-se positivamente com o crescimento econômico de longo prazo (SILVA, 2012).

Por exemplo, Aschauer (1989) ao analisar a relação dos gastos públicos com o crescimento econômico concluiu que estes provocam elevações no produto. Ele utilizou dados da economia dos EUA e concluiu ser possível um aumento de 0,36 a 0,39 no produto com o aumento de 1% nos gastos em infraestrutura.

Na mesma perspectiva, tem-se o trabalho de Ram (1986) que afirma, por meio da elevação da produtividade do setor privado, os gastos públicos conseguem elevar o crescimento econômico, resultado obtido por meio da análise de setores responsáveis pela produção de insumos usados pela iniciativa privada.

De modo diferente, Summers e Heston (1988) estudaram os gastos com defesa e educação e concluíram que esse tipo de despesa é considerada improdutiva. A idéia da influência de política fiscal sobre o produto de uma economia também foi discutida por Herrera e Blanco (2006) os quais estimaram esse impacto e concluíram que, no longo prazo, subsídios apresentavam efeitos negativos sobre o produto.

Os gastos públicos e o crescimento também já foram explorados em alguns estudos no Brasil, dentre eles os de Araujo, Monteiro e Cavalcante (2010) e Silva (2012). Esse último tratou da relação entre as variáveis com dados em painel para os municípios paraibanos entre 2000 e 2008. O autor concluiu que os gastos com segurança pública, assistência, e Administração e Planejamento não apresentam relação com o produto, enquanto que as despesas com habitação e urbanismo apresentaram impacto negativo sobre o produto. Os gastos com o legislativo apresentam relação positiva, e as despesas com educação têm baixa elasticidade-produto, influenciando de forma modesta o crescimento econômico.

Pelo exposto, este trabalho procura analisar os impactos (positivos ou negativos) sobre as controvérsias existentes, dos gastos governamentais no crescimento econômico nos municípios do estado do Ceará, tendo em vista que essas variáveis são relevantes à tomada de decisões em políticas públicas, a partir do conhecimento e de uma boa análise interpretativa. As decisões podem contribuir significativamente para uma gestão e alocação eficiente dos recursos públicos.

Dito isto, faz-se necessário conhecer a influência dos gastos públicos nos municípios, pois seria desejável o acompanhamento dos gastos por parte dos municípios em geral aqueles gastos que lhes trazem retornos positivos. Em outras palavras, o objetivo principal deste artigo é verificar quais os gastos públicos que contribuem para incrementar o produto da economia.

Para atingir o objetivo traçado, utilizar-se-á um modelo econométrico dinâmico para dados em painel, desenvolvido por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover(1995) e Blundel e Bond(1998). Nesse painel, as unidades são os municípios do estado do Ceará e o período de tempo compreende os anos de 2002 a 2009. A variável dependente utilizada no modelo a ser estimado será o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, que agrega todos os bens e serviços produzidos em um determinado período e em um dado município. As variáveis explicativas serão: os gastos públicos dos governos municipais retirados do relatório elaborado pela Secretaria do Tesouro Nacional STN/FINBRA (2002-2009); o consumo de energia elétrica industrial e comercial e o número de pessoas com ensino fundamental completo, por município cearense obtidos no Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE).

Na seqüência, além dessa introdução, o artigo está composto por mais seis seções: a segunda faz uma breve revisão da literatura sobre gasto público e suas relações com o crescimento econômico. A terceira apresenta e discute o modelo de crescimento endógeno de Barros (1990). A quarta apresenta a base de dados; a quinta apresenta o modelo econométrico; na sexta os resultados são analisados. Na última seção são apresentadas as considerações finais.

2 Gastos públicos

2.1 O gasto público e finanças públicas

Segundo Musgrave (1980) “finanças públicas” é uma terminologia que tem sido tradicionalmente aplicada ao conjunto de problemas da política econômica que envolve o uso de medidas de tributação e de dispêndios públicos. Assim sendo, investiga-se a existência das falhas de mercado que torna necessária a presença do governo. Analisam-se também as funções dos governos, a teoria da tributação e do gasto público.

Dentre as falhas de mercados, tem-se: a concorrência imperfeita, as externalidades, a informação assimétrica e mercados incompletos que podem ser corrigidas por algumas políticas públicas, como uma legislação específica, taxaço, entre outras. Por exemplo, uma correção acontece quando o governo controla os preços por meio de tabelamento ou fixação do preço mínimo.

Já os gastos públicos podem ser considerados um dos principais meios de atuação do governo. Por meio deles, o governo manifesta as suas prioridades mediante à prestação de serviços públicos básicos e a realização de investimentos.

Existem vários fatores que afetam o nível dos gastos públicos e suas oscilações, dentre eles: a renda nacional, a capacidade do governo em obter receitas, os problemas sociais, as mudanças políticas, o desenvolvimento tecnológico, os gastos públicos em períodos anteriores, entre outros. Esses influenciam no comportamento e no nível de gastos governamentais, direta ou indiretamente, em qualquer país do mundo.

Assim sendo, pode-se dizer que o tamanho do Estado talvez seja mais bem mensurado se medido por meio do gasto público, no entanto, tem-se a alternativa de fazê-lo através de suas modalidades de financiamento.

Para financiar seus gastos, o governo pode utilizar da emissão de moeda, do lançamento de títulos públicos, dos empréstimos bancários (interno e externo) e da tributação. Cada uma dessas fontes de financiamento provocará conseqüências diferentes sobre as atividades econômicas do país, e, independente desses efeitos, a tributação tem sido o principal meio de financiamento dos gastos governamentais.

E já que as atividades do governo estão ligadas ao bem-estar dos cidadãos, os gastos financiados pelo contribuinte deveriam, portanto, assegurar benefícios aos indivíduos. No entanto, segundo Giambiagi e Além (2008) o gasto público necessita ser diminuído em algumas circunstâncias, isso para se compensar sua expansão em anos anteriores, e/ou num combate à inflação.

2.2 Conceitos e Classificações

Conforme Riani (2002) os gastos públicos compreendem a soma de todos os gastos governamentais com a administração (direta e indireta) mais as despesas com atividade econômica produtiva do governo. A sua classificação é realizada conforme a finalidade, natureza e função, abrangendo o governo, desconsiderando os gastos das atividades econômicas do governo. Devido ao grau de detalhamento das informações, a apresentação dos gastos realizados pela administração direta e indireta pode ser dividida em grandes agregados, categorias econômicas ou em funções.

De acordo com Resende (2001), os gastos públicos podem ser classificados de acordo com a finalidade, natureza e quanto a seu agente encarregado da execução do gasto.

Dada certa finalidade, os gastos são classificados em funções, programas, projetos, subfunções, entre outros. Com relação à natureza, os gastos podem ser distribuídos em quatro categorias: custeio, investimento, transferências e inversões financeiras. Já com relação ao agente encarregado pela execução, podem ser divididos em Administração Direta e Administração Indireta.

Essa repartição dos gastos públicos é considerada adequada para examinar a qualidade da despesa realizada por um Ente Federativo, pois acarreta em informações gerais sobre as operações do governo. Tal classificação tem como objetivo mostrar como são alocados os recursos públicos em diversos setores, tais como: educação, saúde, assistência social, administração, urbanização, saneamento, entre outros.

Salienta-se que todos esses conceitos e classificações são embasados em alguma legislação. Por exemplo, no artigo 12, capítulo II da lei 4.320/64, estatuem-se normas gerais de direito financeiro para elaboração e controle dos orçamentos e balanços da União, dos Estados, dos Municípios e do Distrito Federal, onde o gasto público é classificado em gasto corrente (despesas de custeio e transferências correntes) e gasto com capital (investimentos, inversões financeiras e transferências de capital) (BRASIL 1964).

2.4 Gasto público e crescimento econômico

O estudo da relação entre gastos públicos e crescimento econômico é discutido há muito tempo. Desde 1820 que Thomas R. Malthus, autor da Lei dos Rendimentos Decrescentes, demonstrara inquietação proveniente dos efeitos da relação entre gasto público e o crescimento econômico sobre a economia, como afirma Sant'anna (2006).

Ainda segundo Sant'anna (2006), o economista alemão Adolph Wagner estabeleceu, em 1890, a Lei dos Dispendios Públicos Crescentes, conhecida também como Lei de Wagner, que tratava do aumento das atividades do Estado. Segundo ele, para que houvesse crescimento da renda per *capita*, seria necessário que o governo participasse cada vez mais na oferta de bens públicos. Assim sendo, em qualquer estado progressista, seria inevitável que os gastos públicos crescessem mais rapidamente que a renda nacional. Já em 1958, para ele, que foi um dos primeiros a explicar uma relação existente entre gastos públicos e crescimento econômico, a expansão das atividades do governo era vista como efeito do progresso social.

Alguns dos motivos utilizados para constatar essa tendência do crescimento dos gastos públicos eram: o crescimento populacional, os conflitos bélicos, as ações para o desenvolvimento e a baixa produtividade do setor público comparada a do setor privado.

Conforme Keynes (1985) existe uma relação simples entre o orçamento do governo e a atividade econômica em seus modelos de demanda agregada, de forma que um corte no déficit do governo reduziria o consumo e o produto. Este corte seria dado via aumento de impostos e/ou redução dos gastos.

É conhecida também, uma corrente de linha ortodoxa que fundamenta na Teoria Ricardiana, a relação do crescimento econômico e o gasto público. Nesta, o consumidor modifica, de acordo com a política de tributação e gastos do governo, o seu gasto com consumo e poupança.

A discussão existente sobre o tema tem se tornado cada vez mais presente nas preocupações dos pesquisadores. Através desses estudos sobre os gastos do governo e a sua influência sobre o produto, procura-se ter uma melhor visão sobre políticas públicas que devam ser tomadas.

2.4.1. Relação positiva do gasto público com o crescimento econômico

Nessa sessão são abordadas considerações de diversos autores que constataram uma relação positiva entre gastos públicos e o crescimento econômico.

Aschauer (1989) ao analisar a relação dos gastos públicos com o crescimento econômico, foi um dos primeiros a associar a ideia de que, por meio da produtividade do setor privado, os gastos públicos podem vir a elevar o crescimento econômico. Ele utilizou dados da economia dos EUA e ao estimar por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) qual o efeito do gasto público sobre o PIB da economia, obteve que seria possível um aumento de 0,36 a 0,39 no produto com o aumento de 1% no capital público.

Em seu trabalho, ele buscava explicação para a diminuição nas taxas de crescimento da produtividade nos EUA que se apresentou na década de 1970. Ademais, obteve resultados significativos da participação do capital público em investimento com infraestrutura sobre o crescimento econômico.

Ram (1986) e Cashin (1995) foram outros autores que analisaram e concluíram que, por meio da elevação da produtividade do setor privado, os gastos públicos conseguem elevar o crescimento econômico, resultado obtido por meio da análise de setores responsáveis pela produção de insumos usados pela iniciativa privada. Para tanto, foram citados serviços de infraestrutura (transporte, telecomunicações e energia) e de defesa nacional, preservando os direitos de propriedade.

No modelo teórico desenvolvido por Barro (1990), o gasto público é incorporado à função de produção para determinar seu efeito sobre o produto da economia. Como já mencionado acima, para ele a produtividade do setor privado e a acumulação de capital da economia são influenciados pela estrutura e a eficiência na provisão de bens e serviços públicos. Todavia, as externalidades geradas pelos gastos públicos só seriam positivas até um determinado limite.

Ainda em 1990, Samuelson e Nordhaus *apud* Sant'anna (2006) os níveis de produção e de emprego são influenciados de forma significativa pelos gastos públicos, notadamente os de bens e serviços. Os autores sustentaram a importância da eficiência na alocação dos recursos públicos na economia.

Em outro trabalho, Barro (1991) argumentou que os gastos com defesa e educação são considerados produtivos. Isso se daria uma vez que, ao proteger os direitos de propriedade através de gastos com segurança, o investimento e o crescimento aumentam, enquanto os gastos com educação deveriam ser compreendidos como investimento em capital humano.

Na mesma perspectiva, Easterly e Rebelo (1993) fizeram uma análise do crescimento econômico entre diferentes países e categorias de investimento público. Para tanto, utilizaram um conjunto de regressões em *cross-section*, e constataram que, para os países em desenvolvimento, o investimento público em transporte e comunicação levou a um maior crescimento econômico.

Devarajan *et. alli.* (1996) analisaram 43 países em desenvolvimento ao longo de 20 anos. Constataram que gastos normalmente produtivos, quando feitos em excesso podem se tornar improdutivos. Sendo assim, observaram que somente se associavam a um maior crescimento econômico os gastos correntes.

Ferreira (1996), Ferreira e Malliagros (1998) e Rocha e Giuberti (2005) seguiram o modelo de Barro (1990): consideraram a quantidade de bens e serviços públicos, capital e trabalho como insumos na função de produção. Estes autores abordaram a influência sobre o crescimento econômico por parte dos gastos públicos agregados e dos investimentos em infraestrutura no Brasil e encontram evidências de relação positiva entre investimentos em infraestrutura (energia, telecomunicações e transportes) e o crescimento econômico brasileiro.

O mesmo pensamento é corroborado no trabalho de Cândido Júnior (2001) que analisou a relação entre gastos públicos e crescimento no Brasil durante o período 1947-1995, concluíram que no curto prazo os gastos públicos defasados no período de um ano possuem impacto positivo sobre o PIB, enquanto que no longo prazo esse efeito se reverte.

Santos (2008) ao analisar os municípios do estado do Ceará do Brasil, com dados concluiu que gastos públicos com capital humano representava o maior retorno ao PIB per *capita*, sugerindo uma relação positiva entre maior investimento em

educação e crescimento econômico na região. Esse resultado corrobora com os modelos de crescimento econômico de Lucas (1988) e Barro (1990) que apresentam o capital humano como propulsor do crescimento. Santos *op. cit* constatou ainda que o PIB municipal é pouco sensível, inelástico, e influenciado positivamente por gastos com saúde e saneamento.

A pesquisa realizada por Freitas *et al.* (2009) para o médio prazo no Nordeste brasileiro encontrou resultados significativos tanto para gastos correntes quanto para gastos de capital, sendo o primeiro relacionado negativamente, e o segundo relacionado positivamente com o crescimento econômico. Portanto, a contenção de gastos de custeio e ampliação de investimento público na região foi sugerida para a elevação do produto do Nordeste.

Ademais, existem pesquisadores que não corroboram com a relação positiva entre crescimento econômico e gastos públicos, tratada mais adiante.

2.4.2 Relação negativa do gasto público com o crescimento econômico

Para alguns estudiosos do tema, as despesas públicas são consideradas improdutivas. Bhagwati (1982) e Srinivasan (1985) descrevem a existência de uma relação negativa entre as despesas de consumo do governo e a evolução do PIB *per capita*.

Aschauer e Greenwood (1985) defenderam que bens e serviços públicos que entram na função utilidade geram efeitos negativos sobre o PIB devido à elevação dos impostos para financiá-los, e, como consequência, uma redução no retorno dos investimentos privados.

Kormendi e Meguire (1985) ao estudar 47 países, analisaram o crescimento do PIB *per capita* e a participação do gasto total do governo no PIB, sendo que não encontraram nenhuma relação significativa. Contudo, ao ampliar o modelo a 115 países, obtiveram uma relação negativa estatisticamente significativa entre a participação do governo no PIB e o crescimento real do produto.

Summers e Heston (1988) estudaram os gastos com defesa e educação. Concluíram que esse tipo de despesa é considerada improdutiva.

Sabe-se que um bom desempenho econômico está associado a consolidações fiscais bem sucedidas. Alesina e Perotti (1995, 1997) ao compararem dois tipos de consolidação fiscal, observaram evidências de que cortes nos salários públicos e nos benefícios previdenciários garantem uma maior probabilidade de sucesso do que aumentar impostos. Esses cortes gerariam um otimismo, o que acabaria estimulando o produto. Todavia, esses cortes são visivelmente temporários.

Conforme Devarajan *et. alli.* (1996) em um estudo ao longo de 20 anos num conjunto de 43 países em desenvolvimento, observaram que gastos com capital, transporte e comunicação, saúde e educação, que são considerados normalmente como produtivos, podem ser improdutivos caso realizados em excesso.

Schmitz (1996) aponta que, juntamente com a alta arrecadação de receita tributária, os altos gastos públicos nos países em desenvolvimento contribuem para que estes apresentem renda *per capita* menor que nos países desenvolvidos.

Na mesma linha, num estudo de Alesina e Perotti (1995, 1997), sustentaram ser atingíveis taxas de crescimento mais elevadas com ajustes fiscais provenientes de cortes nos gastos correntes ao invés de aumentos nos impostos.

A idéia da influência de política fiscal sobre o produto de uma economia também foi discutida por Herrera e Blanco (2006), que estimaram esse impacto no curto e longo

prazo, concluindo que, no longo prazo, subsídios apresentavam efeitos negativos sobre o produto.

2.4.3 Relação não significativa do gasto público com o crescimento econômico

Nos trabalhos de Srinivasan (1985) e Bhagwati (1982) é passada a ideia de que os gastos públicos representam apenas “interesses de grupos”, sendo portanto improdutivos. Para eles os gastos do governo não possuem relação sobre o produto.

Kormendi e Meguire (1985), num estudo para 47 países, não encontraram influências da participação do gasto total do governo no PIB sobre a taxa de crescimento do produto per *capita*.

Estudando regressões em *cross-section* para países em desenvolvimento, e analisando diferentes categorias de investimentos públicos, Easterly e Rebelo (1993) não obtiveram evidências estaticamente significativas de que os gastos públicos, diferentes dos de transporte e comunicação, sejam produtivos.

E no trabalho de Herrera e Blanco (2006), também já citado anteriormente, no longo prazo, os gastos com consumo ou previdência não influenciam o produto, e no curto prazo, essa situação se estende aos gastos do governo.

Já Mazoni (2005) observou que os gastos públicos podem exercer influência de forma direta e indireta sobre o produto da economia. Sendo indiretamente por meio dos investimentos privados. Ele afirmou que, no longo prazo, os gastos com consumo do governo e o produto possuem uma relação negativa, todavia, entre os investimentos (públicos e privados) e o produto essa relação é positiva. Vale salientar que não se apresentou relação entre ambos os investimentos, sendo a influência do investimento privado cerca de 2,6 vezes maior que a do investimento público sobre o PIB. Essa análise foi feita no período de 1970 a 2003.

No trabalho de Rocha e Giuberti (2005), foi feito um estudo com dados em painel para os estados brasileiros no período de 1986-2002. Elas abordaram os gastos públicos sobre características econômicas (corrente ou de capital) e sobre uma classificação funcional, sendo avaliadas despesas com defesa, educação, saúde, transporte e comunicação. Foi diagnosticada somente no longo prazo uma relação negativa entre o crescimento econômico e os gastos correntes do governo.

Sant’Anna (2006) analisou a relação entre PIB e gastos sociais dos municípios no estado do Espírito Santo do Brasil, mas não obteve relação estatística. Em seu trabalho os gastos sociais municipais estão representados pelos indicadores de assistência e previdência, saúde e saneamento, educação e cultura, habitação e urbanismo.

Finalizando a revisão da literatura acerca da relação dos gastos públicos e o crescimento econômico, constata-se, portanto, a existência de controvérsias entre os diversos autores citados justificando a análise empírica proposta aqui. A seguir será tratado do modelo teórico que se baseia a estimação econométrica.

3 Modelo Teórico de Crescimento Endógeno

O presente artigo baseia-se no modelo de crescimento endógeno desenvolvido por Barro (1990), o qual inclui os gastos do governo financiados por impostos, como insumo na função de produção. Destaca-se a importância dos gastos governamentais sob a forma de investimentos, principalmente em infraestrutura, no processo de crescimento econômico, pois para ele, existe uma crescente necessidade do governo

intervir diretamente na economia, a fim de gerar externalidades positivas para os produtores e consumidores.

A função de produção do modelo de Barro (1990) é definida da seguinte forma:

$$y = \Phi(k, g) = k \cdot \Phi\left(\frac{g}{k}\right) \quad (1)$$

Em que y representa o Produto Interno Bruto, k é o estoque de capital privado e g é o gasto do governo. Todas essas variáveis em termos *per capita*. Já Φ satisfaz as condições de retornos marginais positivos e decrescentes k e g , ou seja, $\Phi' > 0$ e $\Phi'' < 0$. Desta forma tem-se que o produto marginal do capital na qual implica a função de produção definida em (1) é dado por:

$$\frac{\partial y}{\partial k} = \Phi(k, g) \cdot \left(1 - \Phi' \cdot \frac{g}{k}\right) = \Phi(k, g) \cdot (1 - \eta), \quad (2)$$

Tal que η é a elasticidade de y em relação à g (para um dado valor de k), assim $0 < \eta < 1$. Salienta-se que o produto marginal é determinado pela variação de k na equação (1), mantendo-se g fixo. Assume-se que para o produtor representativo as alterações na quantidade de capital e produto não levam a mudanças nos serviços públicos

O autor supõe ainda que os gastos do governo são financiados pela tributação proporcional à renda e que a restrição orçamentária do governo segue expressa da seguinte maneira:

$$g = T = ty = tk\Phi\left(\frac{g}{k}\right) \quad (3)$$

Sendo que T e g são, respectivamente, as receitas tributárias e os gastos do governo. Enquanto que a alíquota t compreende a taxa média do imposto de renda, pode ser entendida também como medida de carga tributária incidente sobre a economia.

Segundo Barro (1990) nesse modelo o agente representativo da economia possui vida infinita e escolhe sua trajetória de consumo maximizando a expressão (4) sujeita às restrições (2) e (3):

$$U = \int_0^{\infty} (u(c)) e^{-\rho t} dt \quad (4), \text{ e utilizando a função utilidade dada por } u(c) = \left(\frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}\right) \quad (5)$$

Sendo que c representando o consumo *per capita* e $\rho > 0$ é uma taxa constante de preferencia intertemporal.

Ademais, resolve-se o modelo por Hamiltoniano e depois de algumas manipulações algébricas encontra-se a taxa de crescimento econômico da economia expressa por:

$$\gamma - \frac{\dot{c}}{c} - \frac{1}{\sigma} \left[(1 - \tau) \cdot \Phi\left(\frac{g}{k}\right) \cdot (1 - \Phi' \tau) - \rho \right]. \quad (6)$$

Dessa forma, a equação (6) mostra que a taxa de crescimento econômico é função da razão entre gastos públicos e o capital privado, da carga tributária e do nível tecnológico. Observa-se que a atuação governamental causa dois efeitos ambíguos sobre a taxa de crescimento econômico no longo prazo, a saber: a) os gastos públicos, entrando na função de produção, geram externalidades positivas sobre o capital privado, aumentando a taxa de crescimento da economia e b) expansão dos gastos públicos implicam necessariamente um aumento de carga tributária, reduzindo o crescimento econômico, pois, diminuiria os recursos disponíveis ao setor privado.

Assim sendo, a política fiscal (gastos públicos e tributação) impacta o crescimento econômico através de duas formas: tem-se um efeito positivo das despesas sobre o Produto Interno Bruto e o efeito negativo da tributação que diminui o retorno líquido do capital privado. Já o efeito total depende do tamanho do governo em termos da relação (g/k) e tributação necessária para financiar as despesas públicas.

Segundo Barro (1990) é possível encontrar um tamanho ótimo de participação do setor público na economia, onde a relação g/k que maximiza a taxa de crescimento é igual ao seu produto marginal. No entanto, verifica-se que caso a participação do governo na economia esteja além do nível ótimo, podem ocorrer diversos impactos sobre a economia, de forma que a expansão dos gastos requer aumento de impostos, diminuindo o retorno dos investimentos. O autor supracitado conclui afirmando que o ponto ótimo depende do grau de eficiência dos gastos públicos.

A partir dessas considerações e diante da importância de analisar os impactos dos gastos públicos no crescimento econômico nos municípios do estado do Ceará, a próxima seção discute a base de dados e a seguinte buscará empiricamente estimar as relações entre esses gastos e o crescimento econômico, de forma dinâmica, por meio da metodologia de dados em painel desenvolvido por Arellano e Bond (1991); Arellano e Bover (1995) e Blundel e Bond (1998).

4 Base de dados

Os dados utilizados na estimação dos modelos econométricos descritos na próxima seção é composta de municípios do estado do Ceará para o período de 2002 a 2009⁴.

Os gastos públicos dos governos municipais são retirados do relatório elaborado pela Secretaria do Tesouro Nacional STN/FINBRA (2002-2009) que apresenta informações sobre a execução orçamentária (receita; despesa orçamentária; despesas por função e subfunção) e demonstrativos patrimoniais dos municípios no Brasil.

Desses relatórios retiraram-se especificamente as seguintes despesas: Saúde e Saneamento (DSS), Urbanismo e Habitação (DUR), Legislativo (DL), e de Custeio com Pessoal (DP). Essas variáveis foram transformadas em termos *per capita*, dividindo-se o valor pela população do município correspondente. A análise apresentada na próxima seção irá confirmar quais dessas despesas contribuem no incremento ou diminuição do crescimento econômico cearense. Portanto, os sinais dos parâmetros estimados no modelo econométrico devem ser positivos ou negativos, conforme discussão na seção 2.

Foi obtido no Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), o consumo de energia elétrica industrial e comercial (CF) para ser utilizada como *proxy* do estoque de capital físico e o número de pessoas com ensino fundamental completo a ser usada como capital humano (CH), por município cearense durante 2002 a 2009. Conforme exposto na seção 2, espera-se que essas variáveis contribuam para elevar o produto dos municípios. Ressalta-se que essas variáveis geralmente são utilizadas como *proxies* em trabalhos desse tema, conforme Araujo, Monteiro e Cavalcante (2010), Silva (2012), entre outros.

Já as informações sobre o Produto Interno Bruto *per capita* de cada município foram obtidas no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Ressalta-se que todas as variáveis monetárias foram atualizadas para valores reais de 2009 utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) tendo como base o ano de 2009.

5 Modelo Econométrico

⁴ Considerou-se 122 municípios em função da não disponibilidade de dados para todos os 184 do estado do Ceará no período em análise.

Com o intuito de verificar o impacto dos gastos públicos municipais sobre o PIB *per capita* dos municípios cearenses, utilizam-se os estimadores do método de momentos generalizado (MMG-sistema) desenvolvido nos trabalhos de Arellano e Bond (1991); Arellano e Bover (1995) e Blundel e Bond(1998). As relações econômicas, muitas vezes, são de natureza dinâmica, definidas a partir da interação contínua dos seus mecanismos internos. Essa proposição geral é certamente válida quando se analisa o processo de crescimento econômico, no presente trabalho, o PIB per capita.

Na esfera da análise empírica, a metodologia de dados em painel possibilita o melhor entendimento do caráter dinâmico. Assim sendo, a relação entre o PIB *per capita* e os gastos públicos determinantes são investigados por meio do seguinte modelo de regressão para dados em painel:

$$\ln[PIB_{it}] = \beta_0 + \beta_1 \ln[PIB_{it-1}] + \beta_2 \ln[CF_{it}] + \beta_3 \ln[CH_{it}] + \beta_4 \ln[DP_{it}] + \beta_5 \ln[DSS_{it}] + \beta_6 \ln[DL_{it}] + \beta_7 \ln[DUR] + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Em que a variável coeficiente de PIB_{it} é Produto Interno Bruto *per capita*; PIB_{it-1} é a o Produto Interno Bruto *per capita* defasado; CF_{it} é a medida de capital físico (energia elétrica) *per capita*; CH_{it} é a medida de Capital Humano representada pelo número de indivíduos que concluíram o ensino fundamental; DP_{it} é a despesa de custeio com pessoal *per capita*; DSS_{it} é a despesa com saúde e saneamento *per capita*; DL_{it} é despesa com o Legislativo *per capita*; DUR_{it} é a despesa com urbanismo e habitação; η_i são os efeitos aleatórios não observáveis e ε_{it} representa os distúrbios aleatórios. As variáveis do modelo (7) são definidas em logaritmo natural em que o subscrito i representa o município e t o período de tempo.

Conforme Ahn e Schmidt (1995) esse modelo possui as seguintes hipóteses: $E[\eta_i] = E[\varepsilon_{it}] = E[\eta_i \varepsilon_{it}] = 0$ e $E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}] = 0$ para $i=1,2,\dots,N$ e $\forall t \neq s$. Há também a hipótese padrão relativa às condições iniciais PIB_{it-1} : $E[PIB_{it-1} \varepsilon_{it}] = 0$ para $i=1,2,\dots,N$ e $t=1,2,\dots,T$.

O trabalho de Arellano e Bond (1991) destaca que existem problemas econométricos ao estimar o modelo (7) por meio de técnicas de estimação tradicionais (mínimos quadrados ordinários). Devido à presença dos efeitos não observáveis dos indivíduos, η_i , juntamente com a variável dependente defasada, PIB_{it-1} , no lado direito da equação (7). Nesse caso, omitir os efeitos fixos individuais no modelo dinâmico em painel torna os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) viesados e inconsistentes.

A presença da variável PIB_{it-1} como variável explicativa no modelo (7) resulta, em geral, num problema de endogeneidade com o termo de efeitos fixos, o que provoca um viés no painel dinâmico. Assim sendo, a estimação do modelo (7) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) produz estimadores inconsistentes dos parâmetros, além de superestimar o coeficiente de PIB_{it-1} . O mesmo problema pode se reproduzir pra qualquer outra variável explicativa do modelo.

Uma maneira de se tentar superar esse problema seria eliminar a presença dos efeitos fixos no modelo (7). Assim, uma primeira tentativa seria estimar o modelo (7) por meio de MQO com variáveis *dummies* para cada município do estado ou através do método *WITHIN GROUPS* que gera as mesmas estimativas do método anterior, mas com os desvios padrões dos coeficientes ligeiramente menores. Os estimadores do coeficiente de PIB_{it-1} por ambos os métodos serão menores do que o obtido por MQO. De qualquer maneira, pode-se mostrar que o viés no painel dinâmico ainda continua a existir.

A lição que se tira é que uma “boa” estimativa do parâmetro de PIB_{it-1} deve estar compreendida entre os limites dos estimadores obtidos por MQO e *WITHIN GROUPS*. Nesse sentido, faz-se necessário alguma transformação no modelo (7) que expurgue os efeitos fixos, eliminando definitivamente o problema da endogeneidade. Uma maneira de solucionar esses problemas, Arellano e Bond (1991) propõe o estimador do método dos momentos generalizado-diferenciado (MMG-diferenciado). Tal método consiste na eliminação dos efeitos fixos através da primeira diferença da equação (7) da seguinte forma:

$$\Delta \ln[PIB_{it}] = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln[PIB_{it-1}] + \beta_2 \Delta \ln[CF_{it}] + \beta_3 \Delta \ln[CH_{it}] + \beta_4 \Delta \ln[DP_{it}] + \beta_5 \Delta \ln[DSS_{it}] + \beta_6 \Delta \ln[DL_{it}] + \beta_7 \Delta \ln[DUR] + \Delta \varepsilon_{it}$$

((8))

Tal que para qualquer variável $\ln y_{it}$, $\Delta \ln y_{it} = \ln y_{it} - \ln y_{it-1}$. Note que na equação (8), $\Delta \ln PIB_{it-1}$ e $\Delta \ln \varepsilon_{it}$ são correlacionados e, assim sendo, estimadores de MQO para seus coeficientes serão viesados e inconsistentes. Portanto, faz-se necessário utilizar variáveis instrumentais para $\Delta \ln PIB_{it-1}$.

As hipóteses adotadas na equação (7) implicam que as condições de momentos $E[\Delta \ln PIB_{it-s} \Delta \ln \varepsilon_{it}] = 0$, para $t=3,4,\dots,T$ e $s \geq 2$, são válidas. Baseados nesses momentos, Arellano e Bond (1991) sugerem empregar $\ln PIB_{it-s}$, para $t=3,4,\dots,T$ e $s \geq 2$, como instrumentos para equação (8).

As demais variáveis explicativas podem ser classificadas como: (a) estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros; (b) fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro e (c) endógena, se é correlacionada com os termos de erro passado, presente e futuros. No segundo caso, os valores da variável defasada em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (8) e no último caso os valores defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação dessa equação.

Conforme Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), esses instrumentos são fracos quando as variáveis dependentes e explicativas apresentam forte persistência e/ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Isso produz um estimador MMG-diferenciado não consistente e viesado para painéis com T pequeno.

Assim sendo, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) propuseram um sistema que combina o conjunto de equações em diferença, equação (8), com o conjunto de equações em nível, equação (7) para reduzir esse problema de viés. Esse sistema é denominado método dos momentos generalizado-sistema (MMG-sistema). Daí surge o método dos Momentos Generalizado-sistema (MMG-sistema). Para as equações em

diferenças, o conjunto de instrumentos é o mesmo descrito acima. Para regressão em nível, os instrumentos apropriados são as diferenças defasadas das respectivas variáveis.

As estimativas do MMG-sistema apresentadas na próxima seção resultam da estimação com estimador corrigido pelo método de Windmeijer (2005) para evitar que o respectivo estimador das variâncias subestime as verdadeiras variâncias em amostra finita. O estimador utilizado foi proposto por Arellano e Bond (1991) em dois passos. Na primeira etapa, supõe-se que os termos de erro são independentes e homocedásticos nos estados e ao longo do tempo. No segundo estágio, os resíduos obtidos na primeira etapa são utilizados para construir uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância, relaxando assim as hipóteses de independência e homocedasticidade. O estimador do segundo estágio é assintoticamente mais eficiente em relação ao estimador da primeira etapa.

A consistência do estimador MMG-sistema depende da suposição de ausência de correlação serial no termo de erro e da validade dos instrumentos adicionais. Assim sendo, inicialmente testa-se as hipóteses nulas de ausência de autocorrelação de primeira e segunda ordem dos resíduos. Para que os estimadores dos parâmetros sejam consistentes, a hipótese de ausência de autocorrelação de primeira ordem deve ser rejeitada e a de segunda ordem aceita. Posteriormente, realiza-se o teste de *Hansen e Sargan* para verificar a validade dos instrumentos utilizados.

6 Resultados e Discussões

Esta seção apresenta e discute os resultados obtidos da estimação do modelo econométrico apresentado na seção anterior.

Os resultados estimados do modelo (7) por MQO, *WITHIN GROUPS* e MMG-sistema para o Produto Interno Bruto *per capita* se encontram dispostos na Tabela 1.

Entre os diversos modelos estimados, optou-se por esse modelo, cujos coeficientes estão apresentados na segunda coluna [c] das Tabelas (1). Foram usados como variáveis endógenas, a variável dependente PIB_{it-1} defasada de um período e as despesas legislativas *per capita*. As demais variáveis explicativas foram consideradas fracamente exógenas. Toda a equação estimada é logaritimizada a fim de se obter as elasticidades por meio dos coeficientes. Todas as variáveis estimadas apresentam significância esperadas.

Os testes efetuados no modelo MMG-sistema revelam que as propriedades estatísticas do modelo são aceitáveis. Os testes de *Hansen e Sargan* que testam, respectivamente, se os instrumentos utilizados e os instrumentos adicionais requerido pelo MMG-sistema são válidos são satisfeitos. Por último, incluem-se ainda os testes estatísticos de Arellano e Bond (1991) para avaliar a existência de autocorrelação de primeira e segunda ordem. Note que a ausência de autocorrelação de segunda ordem é essencial para a consistência do estimador MMG-sistema. O teste confirma a não rejeição de autocorrelação de primeira ordem, embora se rejeite a hipótese de autocorrelação de segunda ordem (ver Tabela 1).

Observe que na coluna [a] na Tabela 1 os valores dos coeficientes estimados da variável $\ln PIB_{it-1}$ por MQO são de fato maiores do que os valores estimados na coluna [b] para essa mesma variável por *WITHIN GROUPS*. Assim, se os instrumentos utilizados forem adequados, os valores dos coeficientes dessa variável estimados por MMG-sistema devem ficar situados entre os limites dos coeficientes estimados pelos dois métodos anteriores.

Os valores obtidos por MMG-sistema para essa variável na coluna [c] mostra que essa característica é satisfeita. Isso indica que o viés causado pela presença de variáveis endógenas no lado direito da regressão e efeitos fixos não observáveis foram corrigidos por MMG-sistema. Assim sendo, discutem-se aqui somente os coeficientes estimados do modelo MMG-sistema dispostos na coluna [c] da Tabela 1.

Observa-se que os coeficientes das variáveis PIB_{t-1} , CF_{it} , CH_{it} , DP_{it} , DUR_{it} apresentam sinais positivos, portanto o aumento nos valores destas variáveis provocam incrementos no PIB *per capita* dos municípios cearenses.

Tabela 1 – Resultados dos Modelos de Regressão para $\ln PIB$

	MQO [a]		WITHIN GROUPS [b]		MMG –Sistema [c]	
	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p	Coefic.	Valor-p
PIB_{it-1}	0,9239 (0,0195)	0,00	0,4034 (0,0311)	0,00	0,2904 (0,1446)	0,04
CF_{it}	0,0427 (0,0017)	0,01	0,0196 (0,0056)	0,00	0,0591 (0,0165)	0,00
CH_{it}	0,02657 (0,0130)	0,04	0,0219 (0,0222)	0,32	0,1432 (0,0498)	0,00
DP_{it}	0,0243 (0,0068)	0,00	0,0372 (0,0065)	0,00	0,0512 (0,0274)	0,06
DSS_{it}	0,0105 (0,0070)	0,13	0,0273 (0,0077)	0,00	0,0241 (0,3133)	0,44
DL_{it}	-0,0139 (0,0090)	0,12	0,0674 (0,0135)	0,00	-0,0047 (0,0483)	0,92
DUR_{it}	0,0078 (0,0040)	0,05	0,0118 (0,0049)	0,01	0,0284 (0,0103)	0,00
<i>Const.</i>	-0,0069 (0,0607)	0,90	-0,1151 (0,1030)	0,26	0,6245 (0,248)	0,01
F(7,846)=1792,69 Prob>F=0,0000 R ² = 0,93		F(7, 725)= 142,68 Prob>F=0,0000		F(6, 121)= 64,05 Prob>F=0,0000		
Nº de obs: 854		Nº de obs: 854 Nº de grupos: 122		Nº de obs: 854 Nº de grupos: 122 Nº de instrum.: 11		
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor-p		0,000		
H ₀ : Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		Valor-p		0,042		
Teste de Hansen		Prob > chi2		0,210		
Teste de Sargan		Prob > chi2		0,795		

Obs.: (i) Os valores em parênteses são os desvios padrões corrigidos pelo método de Windmeijer (2005); (ii) Os valores para o teste de Hansen são os valores-p para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. (iii) Os valores para o teste de Sargan são os valores-p para validade dos instrumentos adicionais requeridos pelo método-sistema.

Fonte: resultados obtidos pelo autor.

Verifica-se que a hipótese da natureza dinâmica das relações econômicas nos municípios cearenses, o que justifica a utilização de modelos de painel dinâmica, foi comprovada, pelo resultado significativo da variável explicativa Produto Interno Bruto defasado de um período PIB_{t-1} na coluna [c] da Tabela 1. Em termos de elasticidade um aumento de 1% no produto dessa variável, *ceteris paribus*, ocasiona um incremento de 0,29% no produto *per capita* do período seguinte, corroborando com Araujo, Monteiro e Cavalcante (2010) e Candido Jr (2001).

A variável despesas com capital físico CF_{it} apresentou coeficiente significativo com sinal esperado. A função estimada sugere que incrementos do capital físico produzem aumento do crescimento econômico nos municípios cearenses, tendo em vista a importância dessa variável na melhora das condições de vida da população residente no Estado do Ceará. Em termos de elasticidade, um aumento de 1% dessa variável corresponderia ao incremento de 0,05% no crescimento econômico nos municípios cearenses. Deve ser ressaltado que apesar dessa relação entre capital físico e crescimento econômico ser positiva, o indicador possui baixa elasticidade, ou seja, a reação que essa variável provoca no crescimento econômico é modesta.

Já um aumento de 1% no capital humano corresponderia a um aumento de 0,14% do PIB *per capita*, ou seja, um aumento dessa variável contribui para incrementos no crescimento do PIB corroborando com trabalhos na literatura já discutida anteriormente. Sugere-se, portanto, políticas públicas que proporcionem incrementos de capital humano, seriam efetivas para dinamizar a economia, gerando crescimento econômico. Esses resultados corroboram com Lucas (1998) e Devarajan et al. (2006) ao afirmarem que o capital humano configura-se como uma importante variável para o crescimento econômico.

Assim sendo, verifica-se que, o impacto do capital humano, no nível do produto dos municípios cearenses, é superior ao do capital físico corroborando com os resultados de Silva (2012) que investigou os impactos dos gastos públicos nos municípios paraibanos.

Dessa forma, pode-se sugerir que os governantes devem proporcionar aumento do capital físico e humano, pois, o aprimoramento da infraestrutura física, bem como do estoque de capital humano dos municípios cearenses, dinamizariam a economia, por meio do incremento em produtividade; acréscimos na renda, pelo aumento do emprego o que acarretaria maior crescimento econômico.

A despesas com urbanismo e habitação apresentaram coeficiente significativo e positivo, ou seja, um aumento de 1% dessas despesas ocorreria uma elevação de aproximadamente 0,03% do PIB *per capita*. Já as despesas com pessoal apresentam sinal positivo e significativo. Verifica-se que a um aumento 1% dessas despesas acarretaria um acréscimo de 0,05% do PIB *per capita*, corroborando os resultados apresentados em nível municipal por Araujo, Monteiro e Cavalcante (2010), os quais analisaram o impacto dos gastos públicos sobre o crescimento econômico dos municípios cearenses no período 2005-2008.

As variáveis despesas com saúde e saneamento DSS_{it} e a variável despesa com o legislativo DL_{it} não apresentaram coeficientes significativos. Comparando-se com alguns resultados encontrados por Santos (2008), em sua análise também para municípios cearenses, observou-se resultado divergente quanto às despesas com saúde e saneamento, visto que se apresentaram em uma relação positiva com o PIB *per capita*. Em seu trabalho, também destaca que o capital físico como inelástico e o capital

humano com resultado significativo e bem elevado sobre o crescimento econômico nos municípios cearenses.

7 Considerações Finais

Este artigo analisou a dinâmica dos gastos públicos e seus impactos no crescimento econômico nos municípios cearenses empregando metodologia de dados em painel. Em primeiro lugar, os resultados mostraram que as despesas com saúde e saneamento e legislativo não têm impacto significativo no crescimento econômico do Estado do Ceará, não corroborando assim a hipótese daqueles que afirmam que essas despesas estimulam significativamente o crescimento.

Em relação aos outros determinantes, o crescimento do produto *per capita* e o incremento de capital físico e capital humano têm contribuído para elevar o crescimento nos municípios cearenses. Ressalte-se que o impacto do capital humano é maior do que o obtido via crescimento do capital físico *per capita*. Observou-se que para cada aumento de 1% em capital humano o produto eleva-se em aproximadamente 0,14%, enquanto para cada aumento de 1% do capital físico *per capita* o crescimento do produto é somente de 0,05%. Neste sentido, políticas públicas direcionadas ao aumento da educação apresentam maiores impactos no aumento do produto do que aquelas que influenciam apenas o crescimento do produto por incrementos de capital físico.

Assim sendo, é imprescindível a orientação e formulação de políticas públicas focadas na educação, elemento que pode ser visto com extrema importância para aumentos de produtividade e determinantes de crescimento de longo prazo nos municípios do Ceará.

Por outro lado, as despesas com pessoal *per capita* influencia de forma positiva o aumento do produto interno bruto na região durante o período analisado. Para cada aumento 1% dessa despesa acarretaria um acréscimo de 0,03% do PIB *per capita*. Na mesma perspectiva, um aumento de 1% em urbanismo eleva de aproximadamente 0,03% do PIB *per capita*. Isto mostra a importância de políticas públicas direcionadas a aumentar despesas com pessoal e urbanismos dos municípios, o que contribuiria para incrementos do crescimento econômico.

Por fim, propõe-se em trabalhos futuros uma investigação em cada município relacionando o PIB com outros gastos públicos, considerando as fontes de financiamento, objetivando auxiliar a formulação de políticas públicas municipais.

Referências

ARAUJO, J. A.; MONTEIRO, V. B.; CAVALCANTE, C. A. A influência dos gastos públicos no crescimento econômico dos Municípios do Ceará. In: CARVALHO, E.B.S (org). **Encontro Economia do Ceará em Debate 2010**. Fortaleza: IPECE, 2010.p.176-200.

AHN, S. C.; SCHIMDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. **Journal of Econometrics**. v. 68, p. 5-28, 1995.

ALESINA, A.; PEROTTI, R. Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomic effects. **IMF Staff Papers**, v. 44, n. 2, p.210-248, jun. 1997.

ALESINA, A. ; PEROTTI, R. Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries. **Economic Policy**, v. 21, p.207-247, 1995.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. **Journal of Econometrics**. v. 68, p. 29-52, 1995.

ARELLANO, M; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and na application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p.277-297, 1991.

ASCHAUER, D. Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, v. 23, p.177-200, 1989.

ASCHAUER, D.; GREENWOOD, J. Macroeconomic effects of fiscal policy. **Carnegie-Rochester Series on Public Policy**, v.23, p.91-138, 1985.

BARRO, R.J. Economic growth in a cross-section of countries. **The Quarterly Journal of Economics**, v.106, p.407- 444, 1991.

BARRO, R J. Government spending in a simple model of endogenous growth. **The journal of Political Economy**, v.98, n.5, p.103-125,1990.

BHAGWATI, J. Directly Unproductive Profit-Seeking DUP Activities. **Journal of Política Economy**, v. 90, n. 5, p.988-1002, 1982.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, p. 115-143, 1998.

BRASIL. Ministério de Orçamento e Gestão. *Lei n° 4.320*, de 17 de março de 1964. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, 23 março 1964. Disponível em: http://www.stn.fazenda.gov.br/legislacao/leg_contabilidade.asp>. Acesso em: 05 jan. 2011.

CASHIN, P. Government Spending, Taxes and Economic Growth. **IMF Staff Papers**, v. 42, n. 2, p. 237-269, 1995.

CÂNDIDO JUNIOR, J.O. **Os gastos públicos no Brasil são produtivos?**. Brasília: IPEA, fev. 2001. (Texto para Discussão N°781).

DEVARAJAN, S.; SWARROP, V.; ZOU, H. The composition of public expenditure and economic growth. **Journal of Monetary Economics**, v.37, p.313-344, 1996.

EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. **Journal of Monetary Economics**, v.32, 417-458, 1993.

FERREIRA, P. C. Investimento em infra-estrutura no Brasil: fatos estilizados e relações de longo prazo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 26, n. 2, p. 231-252, 1996.

FERREIRA, P. C.; MALLIAGROS, T.G. Impactos produtivos da infra-estrutura no Brasil 1950/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.28 n.2, p. 315-338, 1998.

FREITAS, U. R. P.; CASTRO NETO, A. A. de; LÔU, I. C. Relação entre Gastos Públicos e Crescimento Econômico: uma análise com dados em painel para o Nordeste. **Revista Conj. & Planej.**, Salvador, n.162, p.50-57, jan./mar. 2009.

GIAMBIAGI, F.; ALÉM, A.C. **Finanças públicas: teoria e prática no Brasil**. 2.ed. Rio de Janeiro:Elsevier, 2008.

HERRERA, S. e BLANCO, F. The quality of fiscal adjustment and the long-run growth impact of fiscal policy in Brazil, In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34, 5 a 8 de dezembro de 2006, Salvador, BA, 2006. **Anais...** Anpec, 2006.

KEYNES, John. M. *Teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. São Paulo: Nova Cultural, 1985.

KORMENDI, R.C. ;MEGUIRE, P.G. Macroeconomic determinants of growth. **Journal of Monetary Econometrics**. v.16, p.141-163, 1985.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, Chicago, v.22, p. 3-42, 1988.

MAZONI, M.G. **Gastos públicos e crescimento econômico no Brasil**: análise dos impactos dos gastos com custeio e investimento. Dissertação (Mestrado em Economia) FEA/USP, São Paulo, 2005.

MUSGRAVE, R.; MUSGRAVE, P. **Finanças públicas**: teoria e prática. São Paulo: Campus/EDUSP, 1980.

RAM, R. Government size and economic growth: a new framework and some evidence from cross-section and time-series data. **The American Economic Review**. v.76, n. 1, p.191-203, 1986.

REZENDE, F. **Finanças públicas**. 2.ed. São Paulo: Atlas, 2001.

RIANI, F. **Economia do setor público**: uma abordagem introdutória. 4.ed. São Paulo: Atlas, 2002.

ROCHA, F., GIUBERTI, A. C. Composição do gasto público e crescimento econômico: um estudo em painel para os Estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33, 6 a 9 de dezembro de 2005, Natal, RN, 2005. **Anais...** ANPEC, 2005.

SANT'ANNA, J. M. B. **Efeito do Gasto Público sobre o PIB**: um teste empírico nos Municípios do Estado do Espírito Santo. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) FUCAPE, Vitória, 2006.

SANTOS, R.C.L. **O efeito do gasto público sobre o PIB dos municípios cearenses**. Dissertação (Mestrado em Economia) UFC. Fortaleza, 2008.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL – STN/FINBRA (2002-2009).
Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estados_municipios/index.asp>.
Acesso em: 10 ago 2011.

SCHMITZ, J. The Role played by public enterprises: how much does it differ across countries. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**. v.20, n.2, p.2-15, 1996.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge. v.70, n.1 p. 65-94, 1956.

SRINIVASAN, T. Neoclassical Political Economy, the State, and Economic Development. **Asian Development Review**, v.3, n. 2, p.38-58, 1985.

SILVA, L. M.C. **A relação entre os gastos públicos e o crescimento econômico: uma análise para os municípios paraibanos no período 2000 – 2008**. Dissertação (Mestrado em Economia) UFPB. João Pessoa, 2012.

SUMMERS, R.; HESTON, A. A new set of international comparisons of real product and price levels. Estimates for 130 countries. **Review of Income and Wealth**, v.34, p.1-25, 1988.

WAGNER, Adolph. Three extracts on public finance. In: MUSGRAVE, R.A.; PEACOCK, A.T. **Classics in the theory of public finance**. Londres: Macmillan, 1958.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, p. 25–51, 2005.

A DESIGUALDADE DE RENDA CEARENSE NO CONTEXTO DO NORDESTE AO LONGO DA DÉCADA DE 2000: DECOMPOSIÇÃO POR FATORES COMPONENTES DE RENDA

Vitor Hugo Miro¹
José Freire Júnior²

RESUMO

O objetivo deste estudo é analisar os efeitos dos rendimentos do trabalho, previdenciários, provenientes de aluguéis, doações e das transferências sobre a desigualdade da renda no Ceará referente ao período de 2001 a 2009. Para realizá-lo foram utilizados na metodologia as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), a decomposição do Gini por fontes de renda, encontrando os efeitos renda e concentração de cada tipo de fonte de renda. Os resultados indicam através dos Coeficientes de Concentração que os rendimentos com maior grau de concentração são aqueles provenientes de aluguéis e doações, Já os rendimentos de juros e transferências são os menos concentrados. Os Rendimentos do trabalho apresentaram Coeficientes de Concentração mais próximos aos coeficientes da própria renda total dado pelo Índice de Gini. Com relação a decomposição da variação do Índice de Gini em efeito-composição e efeito-concentração, os resultados obtidos mostram que o efeito-concentração foi preponderante.

Palavras Chave: Desigualdade de Renda, Decomposição, Ceará.

ABSTRACT

The objective of this paper is analyze the effects of labor income, social security, rents, endowments and transfers on income inequality in Ceará for the period 2001 to 2009. To realize it was the methodology used information from the National Household Sample Survey (PNAD), the decomposition of Gini by income sources, income effects and finding the concentration of each type of income. The results indicated by the coefficients of concentration that yields a greater degree of concentration are those from rents and donations, have income from interest and transfers are the least concentrated. Income from work presented Concentration coefficients closer to the coefficients of their total income given by the Gini Index. Regarding the decomposition of the variation in the Gini Index composition effect and effect-concentration, the results show that the effect-concentration was predominant.

Keywords: Income Inequality, Decomposition, Ceará.

¹ Doutorando em Economia (CAEN/UFC). Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) e Professor do curso de Ciências Econômicas da UNIFOR. E-mail: vitor.miro@ipece.ce.gov.br

² Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). E-mail: jose.freire@ipece.ce.gov.br

1. INTRODUÇÃO

Apesar de apresentar um nível elevado, a desigualdade de renda no Brasil declinou em ritmo acelerado no período recente, principalmente após 2003. De posse dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) é possível observar que a desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini, no Brasil passou de 0,59 em 2001 para 0,54 em 2009, levando a uma redução, no período, em torno de 9%. Outra informação sobre a desigualdade é que participação dos 10% mais ricos na renda total no Brasil decresceu de 47,5% em 2001 para 42,8% em 2009. Já a participação dos 20% mais pobres na renda total do Brasil teve uma elevação de 2,3% em 2001 para 3,1% em 2009.

A dinâmica de redução da desigualdade não foi, no entanto, homogênea em todo o território brasileiro. As diferenças regionais também impuseram ritmos diferentes para a dinâmica da distribuição de renda. A região Nordeste mostrou um ritmo acelerado de redução da desigualdade, mas sua magnitude se apresentou menor que nas demais regiões do país. O índice de Gini do Nordeste passou de 0,6 em 2001 para 0,55 em 2009, uma redução em torno de 7% no período, maior, apenas, que a região Centro-Oeste que apresentou uma redução de desigualdade em torno de 6,3%. Porém, as Regiões Norte, Sul e Sudeste apresentaram reduções no índice de desigualdade da renda em torno de 7,5%, 10,3% e 10,1% respectivamente.

Entre os estados da região Nordeste, o Ceará foi o que reduziu a desigualdade de renda em maior magnitude, de 0,61 em 2001 para 0,54 em 2009. Em 2001, Ceará e Pernambuco (0,61) apresentavam os maiores índices de desigualdade da região Nordeste. Em 2009 o Ceará só não obteve índice de desigualdade menor do que o estado do Maranhão que apresentou um índice de 0,54.

Considerando tais fatos, o presente estudo se compromete a analisar o comportamento da redução da desigualdade de renda no Ceará sob a ótica dos fatores componentes da renda. A trajetória e o comportamento da desigualdade de renda cearense serão analisados no contexto da região Nordeste, de forma que os resultados observados serão comparados. Nesse sentido, o instrumento metodológico mais adequado para a realização desse estudo é a decomposição do índice de Gini nos moldes propostos pelos trabalhos de Pyatt *et al.* (1980), Shorroks (1982), Hoffmann (2006) e Soares (2006a).

A decomposição do índice de Gini por fatores componentes da renda fornece informações importantes para se averiguar quais componentes contribuíram para a dinâmica da concentração de renda no período considerado. Tal análise permite a identificação dos componentes mais efetivos para a trajetória de redução da desigualdade de renda, ofertando uma informação estratégica para o aprimoramento das políticas de redução das desigualdades no Ceará.

Os dados empregados na análise são oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada anualmente pela Fundação Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia (IBGE), que é uma ampla e importante fonte de informações socioeconômicas. O trabalho está organizado em cinco seções. A segunda seção trata do Estado do Ceará no contexto da redução da desigualdade de renda no período de 2001 a 2009, seguido da seção três, que aborda o referencial teórico e metodológico. A quarta seção apresenta os resultados obtidos do trabalho e, finalmente, a quinta trata das considerações finais.

2. O ESTADO DO CEARÁ NO CONTEXTO DA REDUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA BRASILEIRA E NORDESTINA

Localizado na região mais pobre de um país de elevada desigualdade de renda, o estado do Ceará não poderia apresentar características diversas da realidade regional. O Ceará é uma das unidades federativas que apresentam índices de desigualdade de renda consideravelmente elevados, apresentando o 10º maior índice de Gini em 2009. O gráfico da Figura 1 apresenta o índice de Gini para as unidades da federação brasileira de acordo com os dados da PNAD realizada em 2009. Nesse gráfico é possível evidenciar a posição ocupada pelo Ceará em relação às demais unidades da federação, em que o Distrito Federal apresenta o maior valor do índice de Gini (0,62) e o estado de Santa Catarina como o que apresenta o menor valor do referido índice (0,46).

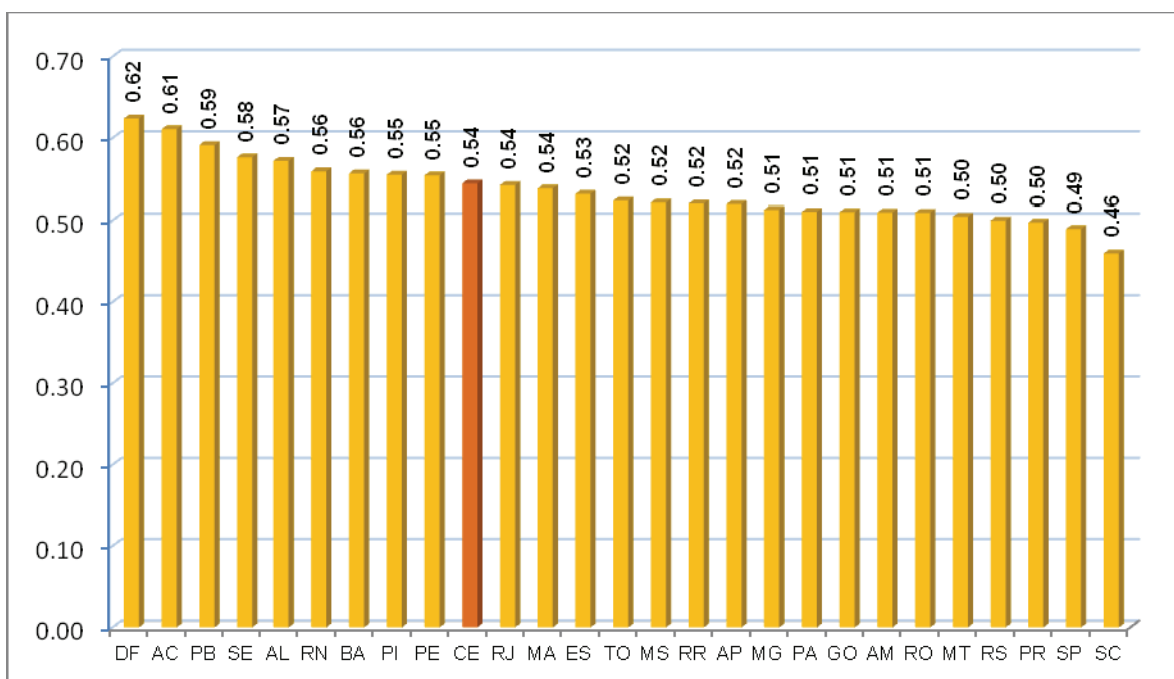


Figura 1 – Índice de Gini em 2009 – Unidades da Federação.

Fonte: PNAD/IBGE.

Na tabela 1 são apresentados valores do índice de Gini para o Brasil, a região Nordeste e todos os estados do Nordeste. Essa informação é interessante na contextualização do estado do Ceará na região Nordeste e apresenta a informação para o Brasil como referência.

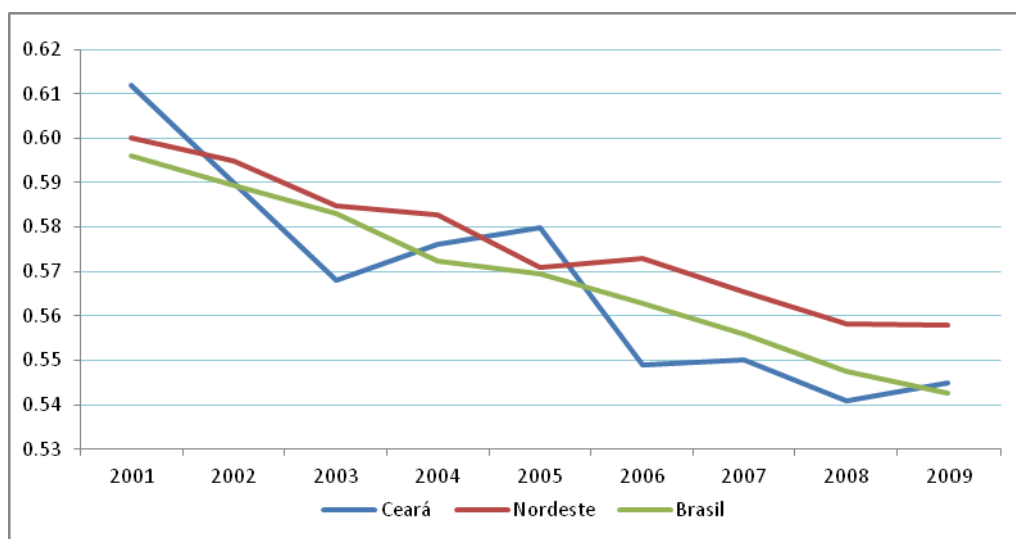
Em 2001 o estado do Ceará possuía o segundo maior Índice de Gini entre os estados do Nordeste, mas ao longo da década apresentou a maior redução da desigualdade de renda da região, em torno de 11,1%, vindo em seguida o estado de Pernambuco que apresentou uma redução de 10,1% no período. O estado nordestino que apresentou a menor queda de desigualdade de renda no período 2001 a 2009 foi a Paraíba que apresentou uma redução de 0,9%. Já o estado de Sergipe teve uma situação reversa em relação aos outros estados do nordeste no referido período, ou seja, o índice de Gini em 2001 era de 0,571 passando em 2009 para 0,576, um aumento de 0,9% aproximadamente.

Tabela 1 – Coeficiente de Gini dos Estados do Nordeste – 2001 a 2009

Sigla/ano	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
BR	0,596	0,589	0,583	0,572	0,569	0,563	0,556	0,548	0,543
NE	0,600	0,595	0,585	0,583	0,571	0,573	0,566	0,558	0,558
AL	0,607	0,606	0,608	0,575	0,566	0,627	0,605	0,583	0,572
BA	0,594	0,592	0,591	0,556	0,554	0,557	0,557	0,560	0,556
CE	0,612	0,590	0,569	0,576	0,578	0,548	0,549	0,539	0,544
MA	0,574	0,567	0,576	0,609	0,521	0,595	0,555	0,521	0,538
PB	0,597	0,601	0,568	0,595	0,581	0,565	0,598	0,587	0,591
PE	0,617	0,609	0,590	0,607	0,587	0,582	0,560	0,566	0,554
PI	0,598	0,618	0,602	0,591	0,591	0,599	0,593	0,574	0,555
RN	0,582	0,584	0,562	0,570	0,598	0,561	0,561	0,551	0,559
SE	0,571	0,556	0,578	0,561	0,554	0,560	0,543	0,539	0,576

Fonte: PNAD/IBGE.

O gráfico da Figura 2 apresenta a informação da Tabela 1 de forma mais explícita, mostrando a redução do coeficiente de Gini e a redução na desigualdade de renda no período 2001-2009 para o Brasil, a região Nordeste e o estado do Ceará. O índice de Gini do Ceará, em 2001, representava 0,612 e já em 2009 chegou a 0,545. Mas, a maior redução da desigualdade ocorreu no ano de 2005 para 2006 em que o índice de Gini passa de 0,580 para 0,549.

**FIGURA 2 – Coeficiente de Gini no período 2001 a 2009 - Ceará, Nordeste e Brasil.**

Fonte: PNAD/IBGE.

3. REFERENCIAL TEÓRICO E METODOLÓGICO

A presente análise de desigualdade de renda emprega como indicador o coeficiente de Gini, que é uma medida de desigualdade amplamente empregada principalmente para calcular o nível de desigualdade de distribuições de renda. O valor do índice se limita no intervalo entre 0 (zero) e 1(um), onde 0 (zero) corresponde à

completa igualdade e 1 (um) corresponde à completa desigualdade, ou seja, uma pessoa detém toda a renda. Isto é, quanto mais os valores do coeficiente de Gini, se afastarem de 0 (zero) maior será a desigualdade. O coeficiente de Gini é construído baseado na Curva de Lorenz que é uma curva que mostra como a proporção acumulada da renda varia em função da proporção acumulada da população, estando os indivíduos ordenados pelos valores crescentes da renda. A grande vantagem deste tipo de coeficiente é que ele é uma medida de desigualdade calculada por meio de uma análise de razão tornando-o simples e facilmente interpretado.

Como o Índice de Gini não possui a propriedade de ser decomposto em partes iguais, utiliza-se uma técnica de decomposição a partir do uso do conceito de coeficiente de concentração (ou coeficiente de concentração), discutido em Pyatt et al. (1980). O próprio índice de Gini é um caso particular de coeficiente de concentração em que essa medida é calculada com as observações ranqueadas pela própria renda. O trabalho de Shorrocks (1982) generaliza o método de decomposição e propõe a decomposição de mudanças nos índices de desigualdade de renda, ganhando maior notoriedade na literatura econômica. No Brasil a técnica de decomposição do índice de Gini foi empregada por Hoffman (1998), Soares (2006a) e Soares (2006b).

3.1. A decomposição do Coeficiente de Gini em fatores componentes

O índice de Gini pode ser decomposto em k fatores componentes ou sub-rendas. Seja a renda total da unidade de observação i , y_i , composta por k fatores componentes, tais como salários, rendas de aluguéis, dividendos, transferências do governo, entre outras. Cada fator componente h participa na renda de i com o valor z_{ih} . Assim a renda total é dada por:

$$y_i = \sum_{h=1}^k z_{ih} \quad (1)$$

Tem-se também que a renda média é dada por:

$$\bar{y} = \sum_{h=1}^k \bar{z}_h \quad (2)$$

, onde $\bar{z}_h = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_{ih}$, para dado h . Essa expressão (2) diz que a renda média pode ser escrita como uma soma das médias de suas componentes.

Dado que os indivíduos podem ser ranqueados de acordo com y_i e o *ranking* da i -ésima unidade é denotado por $r(y_i)$ com a convenção de que $r(y_i) = 1$ para a unidade com o menor valor de y_i e $r(y_i) = n$ para a unidade com o maior valor de y_i .

Considerando o Índice de Gini definido da seguinte forma:

$$G(y) = \frac{2}{n\bar{y}} cov[y, r(y)] \quad (3)$$

Substituindo a renda média de (2) na expressão do Índice de Gini dada por (3) tem-se:

$$G(y) = \frac{2}{n\bar{y}} \text{cov} \left[\sum_{h=1}^k z_{ih}, r(y) \right] \quad (4)$$

Após aplicar algumas operações algébricas e propriedades do operador somatório e da medida de covariância tem-se:

$$G(y) = \sum_{h=1}^k \frac{\bar{z}_h}{\bar{y}} \left[\frac{2}{n\bar{z}_h} \text{cov}[z_h, r(y)] \right] \quad (5)$$

O termo $\frac{\bar{z}_h}{\bar{y}}$ representa a participação do fator componente h no total da renda³ e será definido por ϕ_h . Já o termo restante é idêntico ao coeficiente de concentração do rendimento z_h . Assim:

$$G(y) = \sum_{h=1}^k \phi_h C_h \quad (6)$$

Essa expressão (6) indica uma forma de escrever o Índice de Gini para a renda total como uma soma ponderada a coeficiente de concentração dos fatores componentes com respeito à renda total⁴.

3.2. Decompondo mudanças na desigualdade entre dois períodos.

A partir da expressão (6), Soares (2006a) apresenta uma forma para decompor a mudança do índice de Gini entre dois períodos. O desenvolvimento possui como referência o trabalho de Hoffmann (2006) que demonstra a variação no valor do índice de Gini entre dois períodos em função de mudanças na participação dos componentes de renda e de mudanças no coeficiente de concentração destes componentes.

Considerando dois períodos distintos, o período 1 e o período 2, e o índice de Gini para cada um desses períodos, tem-se:

$$G_1 = \sum_{h=1}^k \phi_{1h} C_{1h} \text{ e } G_2 = \sum_{h=1}^k \phi_{2h} C_{2h} \quad (7)$$

Nesse caso a variação do Índice de Gini entre esses dois anos será dada por:

³ Note também que $\sum_{h=1}^k \phi_h = 1$.

⁴ Este resultado em (6) deve-se ao desenvolvimento presente em Rao V.M., "Two Decompositions of Concentration Ratio". *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, CXXXII, Part 3 (1969).

$$\Delta G = G_2 - G_1 = \sum_{h=1}^k [\phi_{2h} C_{2h} - \phi_{1h} C_{1h}] \quad (8)$$

Somando e subtraindo $\phi_{1h} C_{2h}$ e fatorando, temos:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k [\Delta\phi_h C_{2h} + \phi_{1h} \Delta C_h] \quad (9)$$

Analogamente, somando e subtraindo $\phi_{2h} C_{1h}$ e fatorando, podemos obter:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k [\Delta\phi_h C_{1h} + \phi_{2h} \Delta C_h] \quad (10)$$

Utilizando a média aritmética das duas formas de ΔG dadas em (9) e (10) temos:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k [C_h^* \Delta\phi_h + \phi_h^* \Delta C_h] \quad (11)$$

Onde: $C_h^* = \frac{1}{2}(C_{1h} + C_{2h})$ e $\phi_h^* = \frac{1}{2}(\phi_{1h} + \phi_{2h})$.

A média dos Índices de Gini nos dois anos será:

$$G^* = \frac{1}{2}(G_1 + G_2) \quad (12)$$

Perceba que:

$$\sum_{h=1}^k G^* \Delta\phi_h = G^* \sum_{h=1}^k (\phi_{2h} - \phi_{1h}) = 0 \quad (13)$$

Em que $\sum_{h=1}^k \phi_{2h} = \sum_{h=1}^k \phi_{1h} = 1$; o que implica que: $\sum_{h=1}^k \phi_{2h} - \sum_{h=1}^k \phi_{1h} = 0$.

Subtraindo de (11) o termo (13), temos:

$$\Delta G - \sum_{h=1}^k [(C_h^* - G^*) \Delta\phi_h + \phi_h^* \Delta C_h] \quad (14)$$

O termo ΔG , que representa variações no índice de Gini agora é dado pela soma dois termos. O primeiro termo – denominado como *efeito composição* – representa quanto o índice de Gini muda em razão do aumento ou diminuição do peso de uma

renda. Observa-se que a mudança no peso da renda é multiplicado pela diferença entre o coeficiente de concentração e o Gini total e não apenas pela mudança no coeficiente de concentração. O segundo termo – *efeito concentração* – representa quanto o Gini total muda em razão de uma mudança na concentração de uma renda.

Considerando a expressão (14) como a decomposição da mudança no Índice de Gini, a contribuição total da h -ésima parcela do rendimento para essa mudança é:

$$(\Delta G)_h = (C_h^* - G^*)\Delta\phi_h + \phi_h^*\Delta C_h$$

Em termos percentuais essa contribuição é dada por:

$$S_h = \frac{100}{\Delta G} \left[\underbrace{\frac{(C_h^* - G^*)\Delta\phi_h}{\Delta G}}_{\text{Efeito composição da } h\text{-ésima parcela}} + \underbrace{\frac{\phi_h^*\Delta C_h}{\Delta G}}_{\text{Efeito concentração da } h\text{-ésima parcela}} \right] \quad (15)$$

Com essa formulação fica evidente que o índice de Gini vai apresentar reduções se; no caso de rendimentos com concentração maior do que a própria renda mais concentrada, se a participação destes diminui. Ou se os rendimentos que apresentarem concentração maior do que a própria renda e sua participação aumentar.

4. BASE DE DADOS E RESULTADOS

4.1. Base de dados

As informações a serem utilizadas referem-se a dados individuais das edições da PNAD realizadas de 2001 a 2009. A renda domiciliar *per capita* considerada no presente trabalho leva em conta a soma de todas as rendas disponíveis, tanto monetárias como não monetárias, de todos os indivíduos no domicílio e dividindo pelo número indivíduos do respectivo domicílio. Cada pessoa/domicílio da amostra representa um determinado número de pessoas/domicílios da população, daí os dados individuais são fornecidos com peso ou fator de expansão de cada observação.

A composição da renda domiciliar *per capita* registradas pela PNAD é formada pela renda do trabalho, que inclui a renda do trabalho principal, secundário e dos outros trabalhos; por rendimentos previdenciários que inclui as aposentadorias e pensões públicas e privadas; aluguéis e doações de outros domicílios; rendas provenientes de programas e sociais e juros de aplicações financeiras. Estes últimos componentes constituem uma categoria de rendimentos bastante heterogênea e será empregado aqui como aproximação para os efeitos distributivos das transferências de renda, assim como demais trabalhos na literatura recente sobre a desigualdade de renda brasileira.

É com base nesses diferentes componentes que a decomposição é realizada. No presente trabalho foram considerados seis componentes:

- i) **Renda do trabalho:** rendimentos de todos os trabalhos que incorpora rendimentos monetários e não monetários provenientes do trabalho principal, do trabalho secundário e de outros trabalhos.

- ii) **Renda previdenciária 1:** aposentadorias e pensões oficiais que incluem rendimentos de aposentadorias e pensões de instituto de previdência ou do governo federal. Também inclui o rendimento do abono de permanência.
- iii) **Renda previdenciária 2:** outras aposentadorias e que consideram as aposentadorias e pensões privadas.
- iv) **Aluguéis:** leva em consideração os rendimentos de aluguéis.
- v) **Doações:** que se referem a doações recebidas de não-morador do domicílio do indivíduo em consideração.
- vi) **Outros rendimentos:** que incorpora Juros, dividendos e programas de transferências que representa rendimentos de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, além de dividendos e rendimentos provenientes de transferências do governo por meio de programas sociais tais como o programa Bolsa-Família.

4.2. Composição da renda e coeficientes de concentração

Os coeficientes de concentração, apresentados na Tabela 2 abaixo mostram o perfil de concentração de todos os componentes da renda considerados ao longo do período analisado para o Ceará e para a região Nordeste.

Tabela 2 - Coeficientes de Concentração para os componentes da renda domiciliar per capita (2001-2009) do Estado do Ceará e da região Nordeste.

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Ceará									
Índice de Gini	0.61	0.59	0.57	0.58	0.58	0.55	0.55	0.54	0.54
Renda do trabalho	0.62	0.59	0.57	0.58	0.60	0.57	0.56	0.55	0.56
Renda previdenciária 1	0.63	0.63	0.59	0.64	0.60	0.59	0.61	0.59	0.59
Renda previdenciária 2	0.73	0.56	0.67	0.64	0.67	0.59	0.62	0.54	0.55
Aluguéis	0.82	0.88	0.89	0.88	0.85	0.84	0.81	0.86	0.81
Doações	0.47	0.35	0.40	0.40	0.40	0.40	0.42	0.40	0.33
Outros rendimentos	0.05	0.12	-0.08	0.06	-0.02	-0.04	-0.06	-0.08	-0.07
Nordeste									
Índice de Gini	0.60	0.60	0.59	0.58	0.57	0.57	0.57	0.56	0.56
Renda do trabalho	0.60	0.59	0.59	0.59	0.58	0.59	0.58	0.58	0.57
Renda previdenciária 1	0.62	0.62	0.61	0.62	0.61	0.61	0.59	0.59	0.60
Renda previdenciária 2	0.59	0.65	0.64	0.65	0.65	0.60	0.62	0.54	0.54
Aluguéis	0.84	0.85	0.82	0.83	0.84	0.83	0.79	0.84	0.83
Doações	0.34	0.35	0.33	0.40	0.31	0.36	0.39	0.39	0.39
Outros rendimentos	0.13	0.12	0.04	0.05	0.04	0.02	0.07	-0.07	-0.05

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE.

Os *rendimentos previdenciários* se mostraram relativamente concentrados, mas apresentaram uma relativa melhora em sua distribuição ao longo do período considerado. No caso do Ceará, o segundo componente, renda previdenciária 2, se apresentava mais concentrado que o primeiro, renda previdenciária 1, em 2001, mas a série apresenta inversões ao longo do período. É possível observar que este segundo componente apresenta um comportamento instável com grandes flutuações de um ano

para outro. Esse comportamento pode ser por alguma razão, relacionado às características da amostra em cada ano da pesquisa que provê os dados. Essa resposta, no entanto, está fora do escopo da presente investigação. De qualquer forma, com coeficientes de concentração superiores ao valor do Gini, rendimentos previdenciários tenderiam a contribuir para a concentração de renda.

Os *rendimentos do trabalho* apresentaram coeficientes de concentração mais próximos aos coeficientes da própria renda total dado pelo índice de Gini. No período considerado, a trajetória de concentração de renda acompanhou de forma bastante próxima o comportamento da concentração dos rendimentos do trabalho. A figura 3 apresenta o comportamento dos coeficientes de concentração da renda total e do rendimento do trabalho para o estado do Ceará indicando que as duas variáveis seguem uma mesma tendência decrescente, mas com certo “distanciamento” a partir de 2004. Esse “distanciamento” pode estar correlacionado com mudanças na composição da renda, em particular, o aumento na participação de outros rendimentos como os provenientes de transferências de renda.

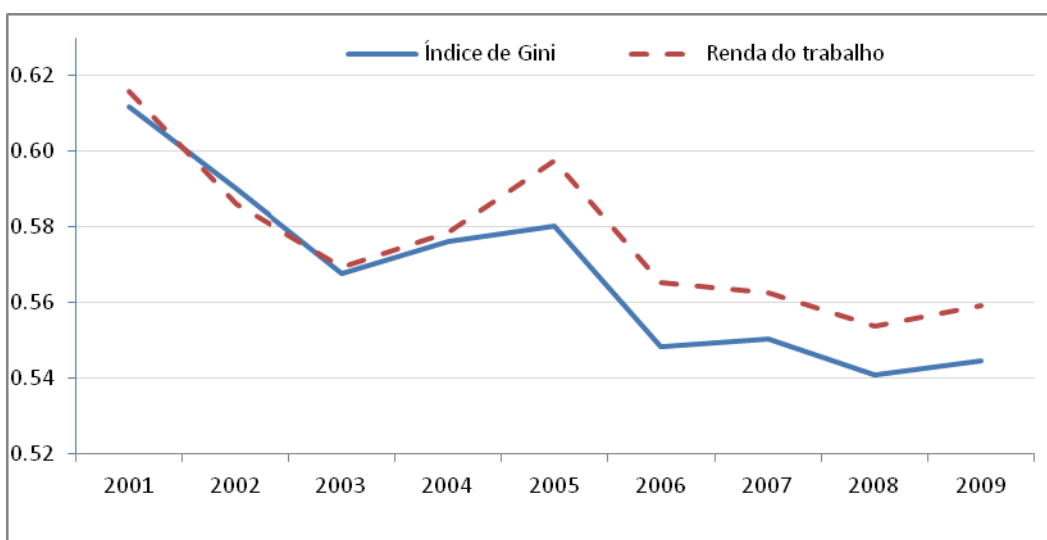


FIGURA 3 – Trajetória da renda total e dos rendimentos do trabalho – 2001 a 2008.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE.

No que diz respeito ao componente *outros rendimentos* estes são os menos concentrados. Nesse caso, vale lembrar que nesse componente estão alocadas as rendas provenientes de programas sociais de transferência de renda. Além de ter um nível de concentração extremamente baixo esse componente possui um caráter diferenciado a favor dos extratos populacionais que menos concentram renda, o que fica evidente pelo sinal negativo dos coeficientes.

Os rendimentos provenientes de *aluguéis* são os que apresentam os maiores coeficientes de concentração. Essa elevada concentração é condizente com a idéia de que a posse de bens destinados a aluguel é bastante restrita. Já o item *doações* apresenta um coeficiente de concentração relativamente baixo em todo o período.

A participação de cada componente na composição da renda também possui uma grande capacidade de explicação na mudança da distribuição. A Tabela 3 apresenta a composição média dos rendimentos domiciliares para os anos de 2001 e 2009 em que os valores tabulados são a rendimentos médios como porcentagem da renda total média.

Tabela 3 - Participação (%) média dos componentes da renda domiciliar *per capita* (2001 - 2009) do Estado do Ceará e Nordeste. *continua*

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Ceará									
Renda do trabalho	0.72	0.71	0.72	0.71	0.71	0.71	0.70	0.71	0.71
Renda previdenciária 1	0.22	0.23	0.23	0.22	0.22	0.22	0.23	0.22	0.22
Renda previdenciária 2	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01	0.02
Aluguéis	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Doações	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Outros rendimentos	0.02	0.02	0.02	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04
Nordeste									
Renda do trabalho	0.74	0.73	0.72	0.71	0.72	0.72	0.71	0.72	0.70
Renda previdenciária 1	0.21	0.22	0.23	0.22	0.22	0.21	0.22	0.21	0.23
Renda previdenciária 2	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01
Aluguéis	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Doações	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Outros rendimentos	0.01	0.02	0.02	0.03	0.03	0.04	0.04	0.04	0.04

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE.

A renda do trabalho constitui o principal componente da renda domiciliar, apesar de se constatar que estes perderam importância relativa durante o período. Em 2001 a participação da renda do trabalho representava 72% do total, já em 2009 a participação da renda do trabalho cai para 70,8% do total, ou seja, a participação de outras rendas começam a ter uma maior participação na renda domiciliar *per capita*. É o caso dos rendimentos provenientes de juros, aplicações financeiras e transferências que assumiram uma importância relativamente crescente no período, passando de uma participação média de 1,8% em 2001 para 4,2% em 2009. O aumento da participação dessa categoria na renda indica um potencial efeito dos programas de transferência de renda, com destaque para o Programa Bolsa Família.

Os rendimentos de aposentadoria e pensões apresentaram um pequeno aumento em sua participação já os rendimentos provenientes de aluguéis e doações perderam participação relativa ao longo do período.

4.3. Resultados da decomposição

Os resultados da decomposição do índice de Gini, de acordo com a metodologia apresentada na seção 3 mostram a redução do grau de concentração da renda no Ceará e na região Nordeste, considerando os seus nove estados. Como afirmado anteriormente, os dados mostram que o Ceará possuía em 2001 uma concentração de renda superior à observada para a região Nordeste, mas ao longo da década esse quadro se inverteu e em 2009 o Ceará apresentou um índice de desigualdade de renda consideravelmente menor.

A renda do trabalho tornou-se menos concentrada ao longo do período analisado e pouco mudou sua participação, perdendo modestamente alguma parcela relativa. Essa dinâmica possibilitou um *efeito concentração* bastante favorável à redução da desigualdade de renda. Esse componente teve uma contribuição significativa para que o Ceará reduzisse a sua desigualdade em magnitude maior que os demais estados do Nordeste. No Ceará, a contribuição estimada que possa ser atribuída para os rendimentos do trabalho foi de aproximadamente 60%. No Nordeste, essa contribuição estimada foi de 44,7%.

Mesmo sem mudanças significativas em sua participação relativa, os rendimentos de aposentadorias e pensões apresentaram um importante papel na distribuição de renda recente como observado particularmente por Hoffmann (2009). Os rendimentos previdenciários contribuíram para a redução da desigualdade apresentando uma melhora na distribuição, principalmente no caso dos rendimentos de aposentadorias e pensões de institutos de previdência e governos.

Apesar de ser relativamente pouco concentrada, a renda proveniente de doações foi a única que apresentou uma contribuição total regressiva sobre a distribuição da renda. No Ceará, mesmo tendo reduzido o seu grau de concentração no período, rendimentos de doações perderam participação relativa na composição da renda. O mesmo fenômeno não foi observado quando consideramos a região Nordeste como um todo.

Como foi mostrado, o componente *outros rendimentos* (renda de transferências e aplicações financeiras) era o componente de renda com menor participação relativa, mas elevou a sua contribuição na renda total ao longo do período. Essa mudança impactou de maneira muito forte a distribuição da renda, sendo sua maior contribuição visível no chamado *efeito-composição*. No Nordeste, a contribuição desse componente da renda chegou a ser estimada em 50%. No Ceará a contribuição também foi elevada, 26,5%.

Esses resultados podem ser sintetizados com a aplicação da expressão (15) e que são apresentados na Tabela 4 em termo da decomposição da variação do Índice de Gini em efeito-composição e efeito-concentração.

Tabela 4 - Contribuição dos componentes da renda domiciliar *per capita* sobre a variação do Índice de Gini (2001 - 2009) para o Estado do Ceará e a região Nordeste.

	Efeito-composição	Efeito-concentração	Contribuição
Ceará			
Renda do trabalho	0.18	59.88	60.06
Renda previdenciária 1	-0.01	10.22	10.21
Renda previdenciária 2	-0.17	3.92	3.75
Aluguéis	0.19	0.08	0.27
Doações	-3.05	2.24	-0.81
Outros rendimentos	21.13	5.39	26.52
Nordeste			
Renda do trabalho	0.70	44.04	44.74
Renda previdenciária 1	-0.97	7.34	6.37
Renda previdenciária 2	-0.01	1.51	1.50
Aluguéis	0.22	0.37	0.59
Doações	-2.57	-0.95	-3.52
Outros rendimentos	38.42	11.91	50.33

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE.

Os resultados obtidos mostram que o *efeito-concentração* foi preponderante. Isso indica que a redução da concentração de cada tipo de rendimento foi o principal fator para a redução da desigualdade de renda, enquanto que o *efeito-composição* se demonstrou na maioria dos casos bastante “tímido”, com exceção das rendas provenientes de transferências, que aumentaram significativamente sua participação.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Um dos aspectos econômicos mais importantes da década de 2000 foi a redução da desigualdade de renda. A desigualdade de renda caiu em todas as regiões do país. No Nordeste o índice de Gini caiu de 0,60 em 2001 para 0,55 em 2009. Apesar não configurar como a região que mais reduziu a desigualdade de renda, essa redução é de extrema importância para a região nordestina, reconhecida como a região mais pobre do país.

Entre os estados da região Nordeste, foi analisado de forma isolada a redução da desigualdade de renda no Ceará, que foi o estado em que a desigualdade mais diminuiu. No período analisado, o índice de Gini para o Ceará caiu de 0,61 para 0,54.

Decompondo o índice de Gini de forma a observar a contribuição de diferentes fontes de rendimentos, os resultados mostram que, no caso do Ceará, os rendimentos do trabalho foram os que mais contribuíram para a redução da desigualdade de renda no período. Essa contribuição que foi de aproximadamente 60% se deu basicamente pela melhora na distribuição dos rendimentos.

O componente *outros rendimentos*, que possui em sua composição as rendas provenientes de transferências de programas sociais, também apresentou com uma contribuição muito importante para a redução da desigualdade no Nordeste, em que foi o principal determinante, e no Ceará. A grande contribuição desse componente está relacionada à sua maior participação relativa como fonte de rendimentos das famílias.

Rendimentos de aposentadorias e pensões oficiais que corresponde a uma parcela significativa da renda das famílias também explicam um valor considerável da mudança no índice de Gini, principalmente por se tornarem menos concentrados. Outros componentes com participações muito reduzidas na composição da renda (*renda previdenciária 2, aluguéis e doações*) apresentaram flutuações no coeficiente de concentração ao longo do período, o que impossibilita a identificação de uma tendência clara em seu comportamento.

Esses resultados indicam que mudanças importantes estão afetando a distribuição de renda no Nordeste e em específico no estado do Ceará. Dentre elas uma melhor dinâmica no mercado de trabalho nordestino e com efeitos bastante favoráveis no Ceará. Algumas conjecturas sobre a geração de empregos e aumento de capital humano merecem atenção na continuidade das investigações. Outro resultado que merece atenção é a forte contribuição dos rendimentos providos por programas sociais, o que mostra que a política atual de combate à pobreza promove de forma direta a redução das desigualdades.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

HOFFMANN, R. Distribuição de renda: medida de desigualdade e pobreza. Editora da Universidade de São Paulo. 1998.

_____. Transferências de Renda e a Redução da Desigualdade no Brasil e Cinco Regiões Entre 1997-2004. *Econômica*. Rio de Janeiro, v. 8, n.1 p. 55-81, 2006.

_____. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. *Economia e Sociedade*, v. 18, n. 1, p. 213-231, 2009.

PYATT, G., CHEN, C., FEI, J. The distribution of income by factor Components. *The Quarterly Journal of Economics*. 1980.

RAO, V. M., Two Decompositions of Concentration Ratio. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, CXXXII, Part 3*. 1969.

SHORROCKS, A. F. Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 50, p.193-212, 1982.

SOARES S. Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004. Brasília: IPEA. Textos para discussão. n. 1166, 2006(a).

_____. Análise de bem-estar e Decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*. Rio de Janeiro. v. 8, n. 1. 83-115, 2006(b).

ANÁLISE DOS DETERMINANTES DOS RENDIMENTOS NO SERVIÇO PÚBLICO ESTADUAL: O CASO DO EXECUTIVO DO ESTADO DO CEARÁ

Bruno Alexandre Braga¹
Andrei Gomes Simonassi²
Gleíza Guerra de Assis Braga³

RESUMO

A partir de dados da Secretaria do Planejamento para os servidores do Poder Executivo do Estado do Ceará, o estudo traça um perfil das remunerações do funcionalismo público do Estado e propõe a estimação de equações de rendimento do tipo mincerianas para avaliar os determinantes dos salários destes servidores em oito diferentes grupos ocupacionais de acordo com seus níveis de escolaridade, experiência, experiência administrativa, sexo, e localidade de atuação do servidor. Consta-se que as contribuições da escolaridade sobre o crescimento dos rendimentos variam de 5% a 19% entre os grupos ocupacionais analisados e muito embora se confirme em alguns casos a contribuição marginal decrescente da experiência sobre os rendimentos, em algumas ocupações esta hipótese foi rejeitada. Ademais, verifica-se a existência de uma evolução diferenciada do nível de renda entre os servidores da região metropolitana de Fortaleza na maioria dos grupos ocupacionais analisados.

Palavras-Chave: Rendimento. Serviço Público Estadual. Equações Mincerianas.

ABSTRACT

Using data from the State Department of Planning and Management, this study presents a profile of salaries for civil public servants of the State of Ceará and proposes estimation of income to assess the Mincerian determinants of wages in eight different occupational groups according to their levels of education, experience, administrative experience, gender and physical location of the servants. It appears that contributions of schooling on earnings growth from 5% to 19% among the occupational groups studied and, even though it is confirmed in some cases, the diminishing marginal contribution of the experience on the income tax was rejected. Moreover, there is a differentiated evolution of the level of income among the servants in the metropolitan region of Fortaleza in most occupational groups examined.

Keywords: Income. State Public Service. Mincerian Equations.

¹ Mestre em Economia pelo CAEN/UFC e Analista de Planejamento e Orçamento da Secretaria do Planejamento e Gestão do Estado do Ceará. e-mail: brunoabraga@yahoo.com.br

² Doutor em Economia pela FGV-RJ/EPGE, Professor Adjunto do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará CAEN/UFC e colaborador do Instituto Brasileiro de Economia - IBRE/FGV-RJ. Email: agsimonassi@gmail.com

³ Mestre em Administração e Controladoria FEAAC/UFC e Diretora Administrativa da Secretaria de Educação do Município de Maracanaú. e-mail: gleizaguerra@yahoo.com.br

1 INTRODUÇÃO

Durante anos, discutiu-se sobre a importância da educação para o bem-estar de uma nação. Estudos de diversos pesquisadores, tais como: Hall e Jones (1998), Mankiw, Romer e Weill (1992), sustentam que o investimento em capital humano é responsável por grandes diferenças de produtividade entre os países.

Estudos sobre a importância da educação têm aumentado paulatinamente, seja com enfoques na sua contribuição para o desenvolvimento econômico, seja ressaltando a minimização de desigualdades sociais ou no impacto da renda individual.

Este artigo propõe a estimação de equações de rendimento do tipo mincerianas, utilizando como ferramenta modelos em “cross-section”, que através de uma evidência empírica a partir de dados relativos a 111.603 servidores ativos e inativos do Poder Executivo do Estado do Ceará para o mês de maio de 2011, extraídos do Sistema da Folha de Pagamento – SFP, foi realizada uma análise dos determinantes das disparidades das remunerações dos servidores públicos do Poder Executivo do Estado do Ceará, no âmbito da Teoria do Capital Humano, que assumiu um destaque a partir dos anos 60 com autores como Theodore Schultz (1962), Gary Becker (1962) e Jacob Mincer (1974). Esse conceito refere-se a todas as características das pessoas que influenciam a sua produtividade e, em especial, em níveis de “saber fazer” associados à escolaridade e à experiência.

A Teoria do Capital Humano sustenta a não homogeneidade do fator trabalho em função, dentre outras situações, da experiência profissional adquirida e da escolaridade. Porém, como consequência da depreciação do capital humano, ao aumento da idade do trabalhador, seus rendimentos, quando maximizados, tende a diminuir.

Esse artigo deverá responder às seguintes questões:

1. Qual grupo ocupacional apresenta maior e menor retorno no investimento em educação?
2. A experiência no cargo é mais relevante do que a experiência utilizando o proxy (idade - 6 - anos de estudo) para equações mincerianas para setor público do Poder Executivo do Estado do Ceará?
3. Existem diferenças remuneratórias entre servidores do sexo masculino e feminino?
4. Existem disparidades nas remunerações adotando o critério por região geográfica, agrupando os municípios em oito Macrorregiões de Planejamento, conforme estabelecido pelo Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE? Qual Macrorregião possui um maior impacto na remuneração?

Para as respostas dos problemas, serão trabalhadas três hipóteses:

1. Os grupos ocupacionais que exigem maior escolaridade e capacitação apresentarão maior taxa de retorno em investimento em educação, como também, observará que a experiência no cargo possui um fator relevante no determinante da remuneração.
2. Haverá discriminação por gênero, tendo em vista que as nomeações em cargo em comissão são de livre nomeação e exoneração.
3. Haverá uma concentração de maiores salários na Macrorregião da Região Metropolitana de Fortaleza, onde localizam as sedes dos entes públicos e um maior contingente de servidores.

Com a pesquisa espera-se trazer diversas contribuições, tanto metodológicas, quanto no tocante ao referencial teórico.

Será a primeira pesquisa sobre determinantes das disparidades das remunerações aplicada no âmbito do Governo do Estado do Ceará, que utilizará a função minceriana de salário do capital humano.

Espera-se, ainda, que o estudo possa evidenciar aspectos nunca antes analisados pelos gestores públicos, de tal forma que, este artigo poderá direcionar para ações inovadoras, portanto, esse estudo possui como objetivo geral analisar os determinantes das disparidades das remunerações dos servidores do Poder Executivo do Estado do Ceará.

2 ASPECTOS TEÓRICOS

2.1 Retorno da Educação: Uma Revisão da Literatura

A primeira percepção sobre as diferenças no mercado de trabalho correlacionadas com fatores ligados à educação foi Adam Smith em seu livro “A Riqueza das Nações”, de 1776. Porém, as pesquisas empíricas só assumiram importância a partir da década de 60 com autores como Gary Becker, Theodor Schultz e Jacob Mincer, surgindo a Teoria do Capital Humano.

De acordo com Ioschpe (2004), Schutz tratou da relação entre rendimento e educação, a partir do conceito que o investimento em educação é realizado de forma consistente pelas pessoas, com o objetivo de majorar sua produtividade e conseqüentemente seu rendimento futuro. Logo, o autor propõe que o nível de seus salários é determinado, em grande parte, pelo nível educacional do trabalhador.

Conforme Loureiro e Carneiro (2001), Becker contribuiu com a teoria relacionando o treinamento no trabalho e as prováveis discriminações que possivelmente possam existir no mercado de trabalho. O autor propõe que treinamento no trabalho e educação majoram os salários até quando se considera prováveis fatores discriminatórios que possam diminuir os rendimentos, como por exemplo, gênero e raça.

De acordo com Ioschpe (2004), Mincer começou os estudos de como mensurar o impacto do incremento de mais um ano de estudo no salário dos indivíduos, isto é, o conceito de medir o retorno do investimento da educação. Desta forma, foi formado um “tripé” junto às teorias de Schutz e Becker, conforme corrobora o entendimento de Chaves (2002, p.403), “Ele [Mincer] integrou a teoria do investimento em capital humano dentro de um contexto empírico compatível com os modelos mais formais da teoria econômica.” Essa pesquisa, modelada com sucesso, nasceu uma função que foi chamada de função salário do capital humano, que tornou-se uma ferramenta essencial em estudos que envolvam cálculos atuariais para determinar o valor da remuneração perdida – em razão de danos físicos ou morte -, para pesquisas sobre discriminação e na elaboração de políticas educacionais fundadas nas estimativas das taxas de retorno da educação.

A função salário de Mincer, que captou o perfil do salário/idade foi da seguinte forma:

$$\ln(\text{sal})_i = \beta_0 + \beta_1.\text{educ}_i + \beta_2.\text{expe}_i + \beta_3.(\text{expe}_i)^2 + \varepsilon_i$$

Onde:

$\ln(\text{sal})$: corresponde ao logaritmo natural do rendimento mensal;

educ : é o número de anos de estudo do indivíduo;

expe: mostra o número de anos de experiência no mercado de trabalho;
expe²: é o termo experiência ao quadrado que captura a concavidade do perfil
salário/idade;

β_0 : representa a constante;

β_1 : representa a taxa de retorno da educação;

β_2 : coeficiente da experiência

β_3 : coeficiente da experiência ao quadrado

ε : representa o erro

No Brasil, várias pesquisas abordaram sobre a temática da determinação de retornos para educação.

Lam e Levison (1991), fazendo o uso de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD – IBGE) de 1985 utilizando regressões muito simplificadas do logaritmo natural do rendimento em função da escolaridade, encontraram retornos elevados em ordem superior a 17%.

Leal e Werlang (1991), utilizando os dados da PNAD – IBGE para o período de 1976 a 1989 e tratados em um modelo através da equação de Mincer, obtiveram taxas de retorno da educação em salários em magnitude superior a 15% em alguns casos.

Guimarães (s.d), também utilizando os dados da PNAD, porém para os anos de 1988 e 1966, servindo-se da função minceriana, na qual a variável explicada é o logaritmo neperiano do salário, agora aplicando a amostra em modelos de Regressão Logística (LOGIT), observou que em 1988 cada ano de estudo significava uma agregação de 23,41% na empregabilidade e que em 1996 o ano adicional de escolaridade implicava em uma majoração de 19,6% na chance de empregabilidade da pessoa.

Utilizando o banco de dados da Pesquisa de Padrão de Vida – PPV, realizada pelo IBGE, durante março de 1996 a março de 1997, nas regiões do Nordeste e do Sudeste do Brasil, assim como do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica – SAEB, ocorrido em 2003 em todo território brasileiro pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira – INEP, entidade pertencente ao Ministério da Educação, Curi e Menezes Filho (2009) destacaram a importância da educação desde seu estágio inicial, sustentando que os indivíduos que cursam a pré-escola ganham, em média, remuneração 16% a mais do que os que saltam essa fase.

Também utilizando os dados da PPV – IBGE, mas para os anos de 1996 a 1997, Resende e Wyllie (2006), valendo-se do procedimento de dois estágios de HECMAN, calcularam o retorno salarial da escolaridade no Brasil para mulheres e homens, alcançando resultados entre 12,6% e 13,5% para as mulheres e 15,9% e 17,4% para os homens.

Sashida, Loureiro e Mendonça (2004), fundamentado na equação minceriana, utilizando os dados da PNAD de 1992 a 1999 e controlando várias fontes de viés, estimaram o retorno salarial da educação com vários métodos, inferindo que um ano adicional de estudo implica de 12,9% a 16% de retorno salarial.

Servindo-se da base de dados da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS do Ministério do Trabalho e do Emprego, com a informação das pessoas que estavam no mercado formal de trabalho na Região Metropolitana do Rio de Janeiro em 1999, Balassiano, Seabra e Lemos (2005), concluíram por um resultado positivo da escolaridade no salário do trabalhador, a partir do segundo grau, para os segmentos de maior escolaridade.

Utilizando os dados da PNAD para os anos de 1981 a 2001 e valendo-se do método econométrico *cross-section* repetidas, Menezes Filho, Mendes e Almeida

(2004), concluíram que os salários são maiores no setor formal, apenas em razão das características do trabalhador, principalmente a educação.

Com alicerce em dados da PNAD de 1992 a 2002, fazendo uma regressão pela função original de Mincer, desconsiderando variável para a qualidade e, também, não utilizando *dummies* regionais, França, Gaspari e Loureiro (2005), encontraram o coeficiente de 0,1435 para o efeito da escolaridade sobre a renda salarial.

Chaves (2002), utilizando as informações da Pesquisa de Emprego e Desemprego na Região Metropolitana de Porto Alegre para o ano 2000, empregou o modelo estatístico dos salários desenvolvida por Jacob Mincer e se propôs a comprovar a existência de uma relação positiva entre o capital humano e rendimentos ao longo da vida ativa, testando para os homens ocupados com rendimentos constantes da região metropolitana de Porto Alegre, a validade de tal relação para a explicação das desigualdades de rendimentos. Asseverou que 44,9 % da variação de rendimentos é explicado pelo capital humano. O autor chegou a tal conclusão a partir de variáveis mensuráveis como anos de experiência, anos de estudo e tempo de permanência na ocupação atual. As demais variações seriam em função de variáveis não mensuráveis, tais como: esforço, talento e sorte em conseguir uma melhor colocação no mercado de trabalho. Observou o formato da função de rendimentos com elevação inicial, achatamento e declínio.

Stulp (2009), de forma semelhante, com os dados do Ministério do Trabalho e Emprego disponíveis na RAIS, os quais foram analisados por meio de uma estatística utilizando o modelo Logit, concluiu que o nível de escolaridade como variável explicativa de salário parece ter majorado de 1996 a 2005 em vários setores industriais do Rio Grande do Sul, o que poderia ter levado, inclusivamente, à saída do mercado de trabalho daqueles indivíduos que não possuem bom nível de escolaridade.

Neri (2006), em estudo coordenado por si, cujo objetivo principal era apurar o ganho relativo de várias carreiras universitárias através de equações mincerianas de rendimento, observou que os anos completos de estudo das pessoas explicam em torno de 35% da desigualdade de renda dos brasileiros.

Tavares (2007), com informações da PNAD e estimando as remunerações por modelos polinomiais com funções de efeitos tempo, idade e coorte e por interação das mesmas, avaliou a relevância do capital humano sobre a diferença de salários no Brasil para o período de 1981 a 2006. Observou que conjuntamente com o efeito-preço, a composição da educação aumentou a variância das remunerações na década de 1980, por conta que nessa época ocorreu um aumento no prêmio salarial decorrente da escolaridade e da desigualdade na educação. Apesar de tal dispersão salarial ter diminuído a partir do final dos anos 1990 em decorrência da diminuição nos retornos médios à escolaridade em face do maior retorno do primeiro ciclo do ensino fundamental e pela queda, a partir de 2002, dos retornos do ensino médio e do ensino superior, manteve-se inalterada por grande parte da década de 1990. Essa tendência foi confirmada pelos autores Souza e Lamounier (2010) ao sustentarem que a contribuição de 1 ano adicional de estudo sobre a renda familiar era em média de 10% na década de 1990, a partir desse momento ocorreu uma diminuição gradual e uma redução mais rápida entre os anos de 2001 e 2005, sendo que tal queda seria apontada como uma das causas que justificaria a queda da desigualdade de salário no período.

Utilizando o banco de dados da PNAD de 2009, no total de 163.640 observações, Monte (2011) agrupou em nove categorias de profissão e utilizou para cada uma o cálculo do coeficiente minceriano de salários por meio de regressão por mínimos quadrados ordinários – MQO, isso para obter a relação entre as variáveis

renda, anos de estudo, experiência, sexo e raça. O autor concluiu que em todos os grupos profissionais o investimento em educação importa em aumentos salariais, confirmando a teoria do capital humano. Sendo que houve uma diferença significativa no impacto marginal da escolaridade entre as ocupações. Considerando todos os grupos houve incremento médio de 13,4%, tendo o estrato de empregados e gerentes um acréscimo dos rendimentos na ordem de 21,2%, para os empregados rurais o aumento é de apenas 7,4%. Com relação à discriminação por sexo e raça, a pesquisa identificou que os grupos de empregadores rurais e manuais não qualificados são mais acentuados.

2.2 Investimento no Capital Humano: Educação

Segundo Ehrenberg e Smith (2000) muitas opções da oferta de mão-de-obra solicitam um substancial investimento inicial por parte dos trabalhadores. E que por definição, investimentos envolvem um custo inicial que o indivíduo espera recuperar dentro de um período de tempo. Sendo que os trabalhadores podem assumir três tipos principais de investimento no mercado de trabalho: educação e profissionalização, migração e busca de novos empregos.

Os economistas referem-se a tais investimentos como investimentos em capital humano, que parte do pressuposto que os trabalhadores como incorporadores de uma série de habilitações que podem ser “alugadas” aos empregadores. As competências técnicas e habilidades de um trabalhador que vem do processo educacional e da profissionalização geram um certo estoque de capital produtivo. No entanto, o valor dessa quantia de capital produtivo é determinado pelo quanto dessas competências podem ganhar no mercado de trabalho. Já a busca de emprego e a migração são atividades que majoram o valor do capital humano, elevando o salário recebido por um dado estoque de qualificações.

Nesta seção, a ênfase será dada a acumulação de capital humano relativo ao investimento em educação, que será objeto de estudo da desta pesquisa.

Assim, o indivíduo toma a decisão de se qualificar se o custo desta qualificação for, em valores presentes, menor do que o benefício recebido no futuro, advindo de tal investimento.

Pode-se representar a decisão pela seguinte expressão matemática:

$$\text{CUSTO}_{\text{educ}} \leq \frac{B_1}{(1+r)^1} + \frac{B_2}{(1+r)^2} + \dots + \frac{B_i}{(1+r)^i}$$

Onde B_i , representa o benefício, em termos de rendimento, no período “i” (após o investimento) e “r” representa a taxa de desconto.

Os autores sustentam que não devem ser considerados como custo somente os custos diretos das mensalidades, taxas e livros, mas também, os ganhos cessantes, que se caracterizam pelo período que é impossível para o indivíduo trabalhar, pelo menos em tempo integral e as perdas psicológicas de estudar e ser examinado, tendo em vista que educação é difícil e muitas vezes enfadonha.

Ainda para Ehrenberg e Smith (2000), quatro fatores podem influenciar na decisão pelo investimento em educação:

1. Indivíduos com orientação para o presente têm menos possibilidade de frequentar uma universidade do que pessoas com orientação para o futuro, tendo em vista que aqueles apenas aplicarão em educação, ou aplicarão mais em educação, quando a taxa de desconto for alta e estes se contentam com uma menor taxa de desconto;

2. Quanto menor a idade, maior será a propensão de investir em educação, pelo fato de que os mais jovens tem uma expectativa de uma vida de trabalho remanescente mais longa;
3. Quanto menor for o custo em investir em educação maior será a propensão a fazer este investimento; e,
4. A demanda pela educação é positivamente relacionada com os aumentos dos ganhos vitalícios. Por exemplo, se o diferencial médio do salário dos recém-formados aumenta em relação aos recém-formados nas escolas secundaristas, espera-se um aumento nas taxas de matrículas nas universidades.

Para finalizar, os citados autores sustentam que a relação entre educação e remuneração revelam quatro características notáveis:

1. Os ganhos médios dos trabalhadores de tempo integral aumentam com o nível de educação;
2. Há um crescimento mais rápido nos ganhos no início da vida laboral, dando assim uma forma de “U” invertido aos perfis de idade/ganhos tanto para homens quanto para mulheres;
3. Os perfis de idade/ganhos tendem a se espalhar, de forma que as diferenças de ganhos relativas à educação em etapa posterior da vida dos trabalhadores são maiores do que os anteriores. Ou seja, as diferenças da remuneração entre empregados com experiências profissionais diferentes tendem a se tornar mais elevada à medida que envelhecem.
4. Os perfis idade/ganho dos homens tendem a ser mais convexo e a se espalhar mais do que das mulheres. Sendo o papel histórico que as mulheres têm desempenhado na criação dos filhos e uma consequente vida de trabalho esperada mais curta estejam influenciando essa tendência.

2.3 Fontes das Desigualdades Salariais

A educação não é considerada como único fator responsável pela diferença entre os salários, já em 1776 Smith (2003) asseverava como razões das desiguais salariais o caráter desagradável ou agradável dos próprios trabalhos; se submetidos a ofícios constantes ou se submetidos a circunstâncias sazonais, com suspensões a que ficam sujeito; maior ou menor confiança que deve depositar nos que os executam; a probabilidade de sucesso nesses trabalhos e o custo para aprender as técnicas do ofício e a intensidade de dificuldade do trabalho.

Segundo Ramos (2007) na dinâmica do mercado de trabalho, e na sua interação com desigualdades e estratificações preexistentes, há uma variedade de fatores que podem levar à existência de diferenças de rendimentos entre as pessoas dela participam e, logo, pode exercer influência no nível da desigualdade de salários, dos quais se pode citar:

- a) diferenças compensatórias, relacionadas à heterogeneidade dos postos de trabalho, tais como insalubridade, riscos de acidentes, ambiente de trabalho e outros;

- b) a segmentação, que implica em trabalhadores com o mesmo nível produtivo, porém remunerados de forma distinta sem nenhum critério explícito ou tangível;
- c) diferenças relacionadas à heterogeneidade entre os trabalhadores no que se refere aos seus atributos produtivos, entre os quais se pode mencionar a educação e a experiência; e
- d) práticas discriminatórias que remuneram de forma distintas trabalhadores que possuem o mesmo grau produtivo, com base em fatores não produtivos (como cor e sexo).

Molho (1992) sustenta que os diferenciais salariais compensatórios são os mais importantes determinantes das desigualdades dos rendimentos entre regiões, isto é, regiões com custo de vida mais elevado teria um nível mais remuneratório mais elevado, de forma a balancear o padrão de vida dos trabalhadores e os rendimentos reais. Melo (2009), em sua pesquisa cujo objetivo era identificar variáveis determinantes do diferencial de rendimentos do trabalho no Brasil, concluiu que tanto as características individuais, como as economias de aglomerações possuem efeitos sobre as disparidades de rendimentos entre as Unidades da Federação do Brasil.

Com relação às diferenças salariais decorrente da segmentação, Arbache e de Negri (2004), em sua pesquisa que investigou o impacto da filiação industrial no diferencial de salários no Brasil, observou que trabalhadores com características similares em ambiente competitivo podem ter prêmios salariais diferenciados, dependendo da respectiva filiação industrial. Assim, tal segmentação pode ser justificada pela estratégia de mercado adotada pela firma, podendo ser explicado, por exemplo, a diferença entre os salários de eficiência executados pelas organizações que têm perspectiva acerca do crescimento futuro. Nesse sentido Chaves (2005), no caso das indústrias de transformação da Região Metropolitana de Porto Alegre, verificou que as variáveis produtivas dos trabalhadores, como educação e experiência, não são as únicas que determinam as diferenças salariais nos rendimentos, mas também as relacionadas às características não produtivas dos ocupados e àquelas referentes aos locais de trabalho.

Já com relação às diferenças salariais ocasionadas pelos atributos produtivos como experiência e educação, sua evidência foi explicitada na seção 2.1 Retorno da Educação: Uma Revisão da Literatura por vários autores dentre os quais pode-se destacar: Chaves (2002), Sashida, Loureiro e Mendonça (2004), Balassiano, Seabra e Lemos (2005), Tavares (2007) e Curi e Menezes Filho (2009) e Souza e Lamounier (2010).

Seguindo a classificação apresentada por Ramos (2007), os fatores discriminatórios são temas amplamente reconhecidos na literatura como fator diferenciador de salários. Nesse sentido, Leme e Wajnman (2001) através de um levantamento da literatura nacional e internacional mostram conclusões do grau de discriminação sofrido pelas mulheres na economia brasileira, também como na economia americana através de diferentes bases de dados e meios alternativos de determinação deste grau. Por sua vez Giuberti e Menezes Filho (2005) confirmam que tanto nos Estados Unidos como no Brasil, apesar das diferenças decorrentes da discriminação vir diminuindo ao longo dos anos, os menores rendimentos das mulheres têm como fator de justificativa a discriminação por gênero no mercado de trabalho. Acerca da discriminação por raça Campante, Crespo e Leite (2004) destacam que os negros encontram-se menos prejudicados quando investidos nas carreiras públicas,

tendo em vista que o acesso ao cargo dá-se por concurso e análise de mérito. Porém a proporção de negros funcionários públicos é bem inferior que a de brancos, que sugere uma desigualdade no acesso à educação. Os autores ainda destacam que os negros são prejudicados em todas as etapas do mercado de trabalho (formação, inserção e definição salarial) devido a menor escolaridade e, conseqüentemente, uma formação pior, além de enfrentar uma discriminação na sua inserção e suas características são remuneradas de forma diferenciada.

3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA OS SERVIDORES PÚBLICOS DO PODER EXECUTIVO DO ESTADO DO CEARÁ

3.1 Metodologia de segmentação dos dados

No âmbito da Administração Direta e Autarquias do Poder Executivo do Estado do Ceará existem, atualmente, cerca de oitenta e nove carreiras. A maioria delas, aproximadamente sessenta e cinco carreiras, está estruturada no Plano Geral de Cargos da Administração Direta e Autarquias de 1994 e no Plano dos Grupos de Serviços Especializados de Saúde e Atividades Auxiliares de Saúde de 1993. As demais carreiras, ou pertencem a Planos de Cargos e Carreiras especiais ou foram estruturadas isoladamente ou em grupo ocupacionais específicos.

Segundo os dados extraídos do Sistema da Folha de Pagamento – SFP para o mês de maio de 2011, o Poder Executivo do Estado do Ceará possui 111.603 servidores ativos e inativos, agrupados em uma multiplicidade de carreiras com composição das remunerações e das atividades de formas diferenciadas.

Com a finalidade de segmentar os dados de forma mais homogênea e atingir os objetivos da pesquisa, optou-se agrupar as carreiras em 8 grupos, levando em consideração os perfis remuneratórios, quantidade de servidores e das atividades finalísticas:

- Grupo 1 Atividades de Ciclo de Gestão e Regulação – Representam as carreiras que atuam na gestão do governo e são formados pelas Atividades de Planejamento e Gestão, Auditoria e Controle Interno, Atividade de Apoio da Procuradoria Geral do Estado (PGE), Analista de Políticas Públicas, Analista de Regulação e Gestão de Tecnologia de Informação, no total de 941 servidores;
- Grupo 2 Atividades de Saúde – Representam as carreiras que atuam na área da saúde, tais como médico, enfermeiros, auxiliar de enfermagem e etc, no total de 11.705 servidores;
- Grupo 3 Atividades de Tributação, Arrecadação, Fiscalização e Procuradores – Representam as carreiras que atuam fazenda estadual e são formadas por Auditor Fiscal da Receita Estadual, Analista Contábil Financeiro, Analista da Tecnologia da Informação, Analista Jurídico, Fiscal da Receita Estadual, do Auditor Fiscal Assistente da Receita Estadual e da carreira de Procurador do Estado no total de 2.708 servidores;
- Grupo 4 Atividades da Educação Básica e Magistério Superior – Representam as carreiras dos professores que atuam na educação básica no âmbito do Governo do Estado do Ceará e dos professores das universidades estaduais no total de 40.371 servidores;
- Grupo 5 Atividades de Polícia Judiciária – Representam as carreiras de Delegado, Escrivão, Inspetor de Polícia, da Perícia Forense e Defensores Públicos, no total de 3.724 servidores;

- Grupo 6 Atividades Agrícolas e Ambientais – Representam as carreiras que atuam na fiscalização, gestão e regulação ambiental, na defesa agropecuária e no apoio as atividades agrícolas e são formadas pelo Grupo Ocupacional de Atividade de defesa Agropecuária, Atividade de Assistência Técnica e Extensão Rural e das carreiras de Gestão Ambiental, no total de 764 servidores;

- Grupo 7 Atividades Militares – Representam as carreiras de praças e oficiais da Polícia Militar e do Corpo de Bombeiros Militares do Governo do Estado do Ceará, no total de 21.077 militares; e

- Grupo 8 Atividades de Nível Superior e Administrativas – Representa o grupo com maior número de carreiras, que atuam como administradores, contadores, engenheiros, apoio administrativo e etc, no total de 30.171 servidores.

Pode-se observar, pela divisão apontada acima, que os maiores grupos referem-se às atividades da educação básica e magistério superior (grupo 4), atividades de nível superior e administrativas (grupo 8), atividades militares (grupo 7) e atividades de Saúde (grupo 2). Juntas representam 92,70% do total de servidores do Estado do Ceará. Tal evidência era de se esperar, já que esses grupos respondem pelos serviços mais básicos e estão presentes em todos os municípios.

Já os menores segmentos são formados pelos grupos 1, 3 e 6 que representam apenas 3,96% do total de servidores. Tal fato, justifica-se pois a maioria dos cargos que compõe esses grupos tem atuação na sede do Governo e representam atividades mais estratégicas.

Com objetivo de apurar as disparidades de rendimentos pelo critério geográfico, na pesquisa optou-se utilizar as Macrorregiões de Planejamento do Estado do Ceará, instituída pela LEI 12.896, de 28 de abril de 1999:

Tabela 1 – Divisão de servidores por Macrorregião de Planejamento

Macrorregião	Quantidade de Municípios	Quant. de Servidores	Quant. de Servidores %
Região Metropolitana de Fortaleza	16 Municípios	70.995 Servidores	63,75%
Litoral Oeste	31 Municípios	4.236 Servidores	3,80%
Sobral/Ibiapaba	29 Municípios	8.200 Servidores	7,36%
Sertão dos Inhamuns	16 Municípios	1.977 Servidores	1,78%
Sertão Central	24 Municípios	4.981 Servidores	4,47%
Baturité	13 Municípios	1.843 Servidores	1,65%
Litoral Leste/Jaguaribe	21 Municípios	5.153 Servidores	4,63%
Cariri/Centro Sul	42 Municípios	14.132 Servidores	12,69%

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP e da Lei 12.896/99 que dispõe sobre a composição das Macrorregiões do Estado do Ceará, para efeito de Planejamento.

Tal critério de divisão justifica-se pelo fato desta divisão levar em consideração as identidades regionais (histórica, socioeconômica e cultural) e por ser um recorte

regional como base para elaboração e monitoramento dos instrumentos de planejamento do Estado do Ceará.

Observa-se, pela tabela acima, que a Região Metropolitana de Fortaleza – RMF concentra o maior número de servidores (ativos e inativos), isso em decorrência que essa macrorregião detém cerca de 40% da população do Estado, 66% do PIB e concentra as sedes das diversas secretarias que compõe o Poder executivo do Estado do Ceará. Já a menor macrorregião é Baturité, com 1.843 servidores, que representa 1,65% do total dos agentes públicos, o que pode ser ocasionado pelo fato se composta apenas por 13 municípios.

3.2 Perfis de Renda e Escolaridade dos Servidores Públicos do Poder Executivo do Estado do Ceará

Após discorrer sobre a metodologia de agrupamento dos dados, passa-se a análise da evidência empírica dos perfis de renda e escolaridade dos servidores públicos do Poder Executivo do Estado do Ceará. Primeiramente, a análise será feita para os grupos sem levar em consideração as divisões em macrorregiões e, em seguida, será feita a evidenciação considerando o efeito regional.

Inicialmente, a justaposição da quantidade de servidores e rendimentos médios por grupo, conforme foi definido na seção anterior, pode ser visualizada no seguinte gráfico:

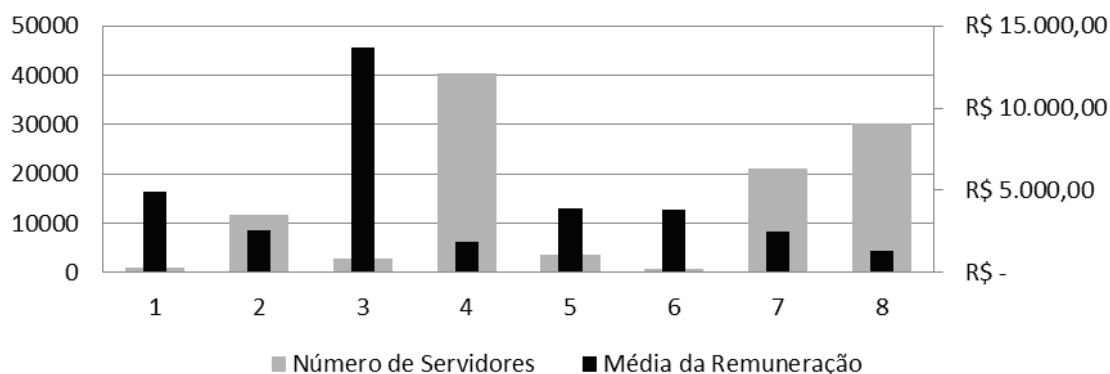


Gráfico 1 – Comparativo entre quantidade de servidor e média da remuneração
Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento - SFP

Observa-se pelo gráfico acima que a relação entre quantidade de servidores e rendimentos se mostra evidente, ou seja, quanto maior o número de servidores, menor a média salarial. Assim, por exemplo, a maior quantidade de servidores nos grupo 4, 7 e 8 em relação aos grupos 1, 3, 5 e 6 apresentam uma menor remuneração média. Um dos motivos causadores desse fenômeno pode ser o maior impacto no orçamento gerado por um aumento na remuneração dos grupos mais numerosos o que é minimizados nos grupos menores ou, também, por conta que as atividades dos grupos menores sejam, em média, mais complexas e exijam uma maior especialização e conseqüentemente uma maior remuneração.

Porém, não deve-se apenas comprar os grupos em suas relações tamanho/rendimentos, visto que, conforme já apontado por Ramos (2007), vários fatores acarretam as diferenças remuneratórias.

Convém, ainda, a observação das desigualdades nas remunerações pela relação escolaridade/rendimento, entre sexos e entre as regiões, apresentados de forma esquemática, respectivamente, a seguir:

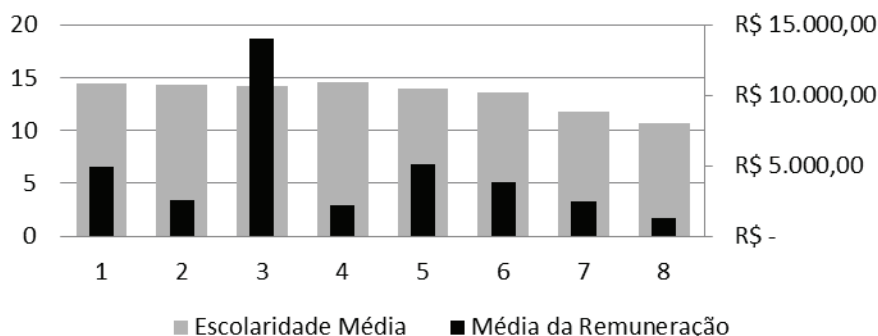


Gráfico 2 : Comparativo entre anos de estudo e rendimentos
 Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

O gráfico 2, da relação entre os anos de estudo e rendimentos, tende a uma relação direta entre escolaridade e remuneração, apesar dos grupos 3 e 4 não confirmarem a essa regra. Tal fato pode ser justificado pela limitação de pesquisa que não contempla os dados de pós-graduação dos servidores, bem como os planos de cargos diferenciados, apesar do mesmo grau de escolaridade de ingresso no cargo. Contudo, observa-se que entre os demais grupos há uma relação direta com os anos de estudo, sendo os grupos 7 e 8 com as menores médias.

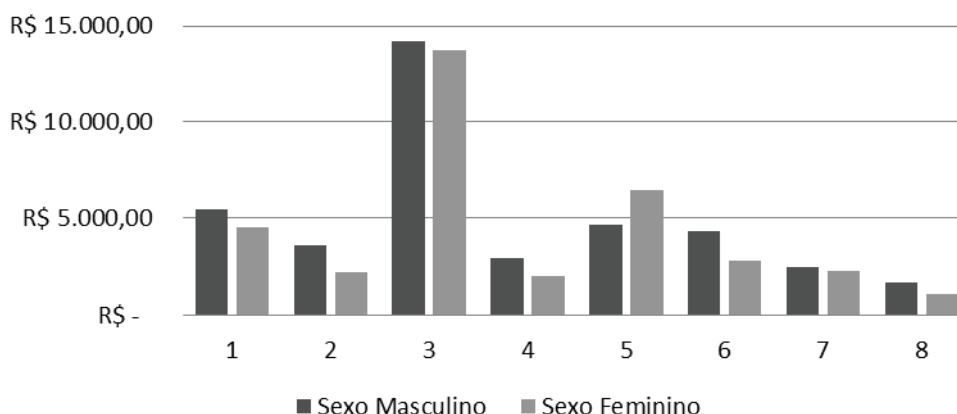


Gráfico 3 : Comparativo de rendimentos entre os sexos
 Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

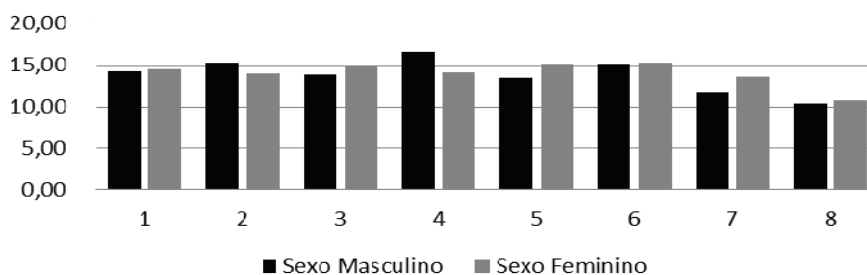


Gráfico 4 : Comparativo de escolaridade entre os sexos
 Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

O gráfico 3, do comparativo de rendimentos entre os sexos, apesar da contratação dos servidores ser através de concurso, confirma os fatos de que há desvantagem da mulher no mercado de trabalho no que se refere a remuneração. Observa-se que dos 8 grupos, em 7 a mulher auferiu remuneração inferior do que dos homens. Tal situação, pode ser explicada em razão de que os cargos comissionados, que são de livre nomeação e exoneração, estejam sendo atribuídas mais aos homens do que as mulheres.

O fator discriminatório fica mais evidente quando se compara o gráfico 3 com o gráfico 4, referente ao comparativo de escolaridade entre sexos. Excluindo os grupos 2 e 4, em que o sexo masculino é em média mais escolarizado do que a mulher, nos demais grupos as mulheres tem uma média maior ou igual em anos de estudo. Entretanto, tal superioridade de escolaridade não resulta em vantagem remuneratória.

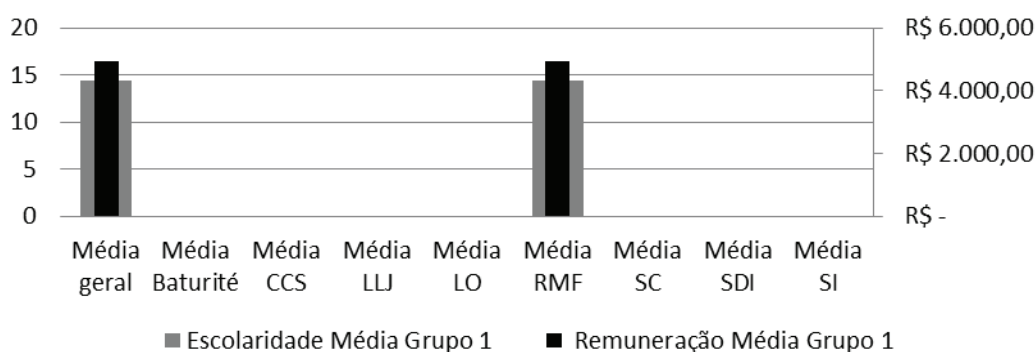


Gráfico 5 : Comparativo da média da remuneração e escolaridade dos servidores do Grupo 1 entre as Macrorregiões de Planejamento e Média Geral

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

Pelo gráfico 5, percebe-se que os servidores que compõe o grupo 1 estão concentrados na Macrorregião de Planejamento Região Metropolitana de Fortaleza - RMF, de modo que não é possível observar diferenças remuneratórias e de escolaridade entre as regiões. Tal fato justifica-se em decorrência que as atribuições dos servidores pertencentes a esse grupo estão mais relacionadas com atividade meio da Administração e somente possuem unidades administrativas na sede do Governo Estadual que se localiza na RMF.

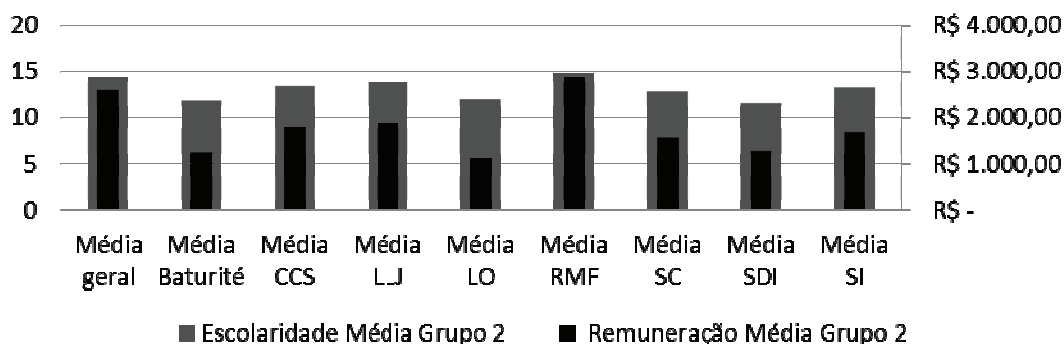


Gráfico 6 : Comparativo da média da remuneração e escolaridade dos servidores do Grupo 2 entre as Macrorregiões de Planejamento e Média Geral

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

Já em relação ao Grupo 2, percebe-se claramente a desigualdade de rendimentos entre as regiões, onde a RMF supera a média geral em 11,22% e a Região de Baturité, Litoral Oeste – LO e Sertões dos Inahmuns – SDI persebendo respectivamente 50,65%, 56,63% e 50,54% a menos que a média geral que é de R\$ 2.581,03. Outra importante observação é que as maiores remunerações média estão atreladas a uma maior escolaridade média, onde a RMF supera a média geral em 2,8% e a Região de Baturité, LO e SDI estão abaixo da média geral, respectivamente, em 17,40%, 15,93% e 19,57%.

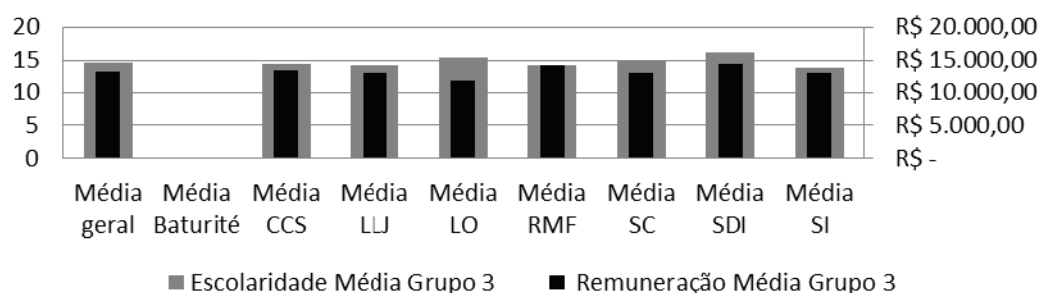


Gráfico 7 : Comparativo da média da remuneração e escolaridade dos servidores do Grupo 3 entre as Macrorregiões de Planejamento e Média Geral

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

No gráfico 7, observa-se que o servidores da macrorregião SDI possuem uma maior remuneração e escolaridade média, superando a média geral em 8,28% e 9,44% respectivamente. Os servidores da macrorregião RMF apesar uma escolaridade média menor que outras regiões, recebem, em média, remuneração maior que a maioria das regiões. Pela evidência empírica, infere-se que no grupo 3 não há uma correlação positiva entre escolaridade e rendimentos. Tal fato pode ser justificado tendo em vista que as parcelas remuneratórias mais significativas das carreiras que compõe o grupo 3 não dependa do nível de escolaridade do servidores, como por exemplo, a gratificação produtividade que pode chegar ao valor da última referência remuneratória.

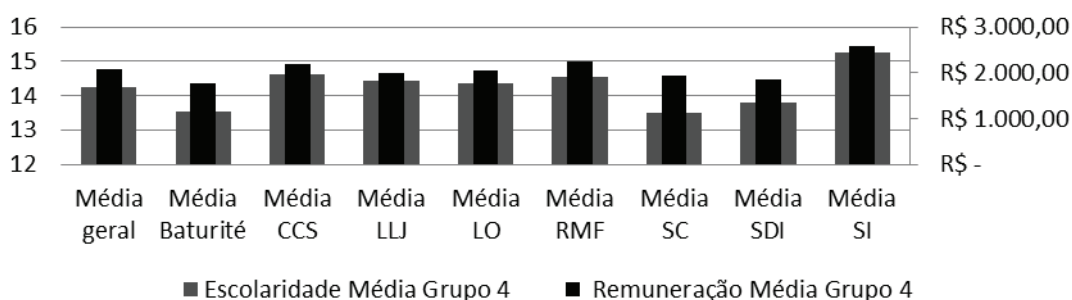


Gráfico 8 : Comparativo da média da remuneração e escolaridade dos servidores do Grupo 4 entre as Macrorregiões de Planejamento e Média Geral

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

Seguindo a tendência das disparidades regionais, no gráfico 8 observa-se que o servidores da macrorregião SI possuem uma maior remuneração e escolaridade média, superando a média geral em 24,28% e 7,16% respectivamente, não obstante ser essa região vem se destacando nos índices que medem a qualidade do ensino. Extremo oposto, os servidores da macrorregião Baturité percebendo a menor média R\$1.774,82.

Verifica-se, também, na maioria das regiões a remuneração acompanha o nível de escolaridade.

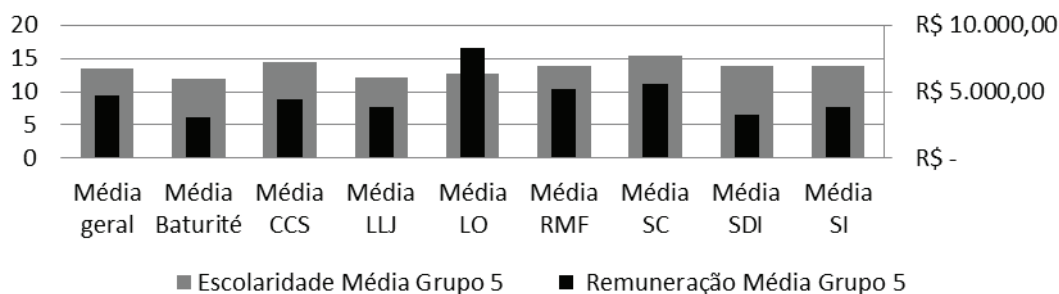


Gráfico 9 : Comparativo da média da remuneração e escolaridade dos servidores do Grupo 5 entre as Macrorregiões de Planejamento e Média Geral

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

Apesar da macrorregião LO apresentar a maior remuneração e não apresentar a maior escolaridade, tal fato pode ter ocorrido tendo em vista que só há três servidores nessa condição, gerando um viés na relação remuneração/educação. Pelo gráfico 9, também confirma-se as disparidades vencimentais entre os servidores das regiões, sendo a maior remuneração média, considerando que a Macrorregião LO como um *outlier*, a macrorregião SC com R\$ 5.601,84 e a menor Baturité com R\$ 3.078,83 em média.

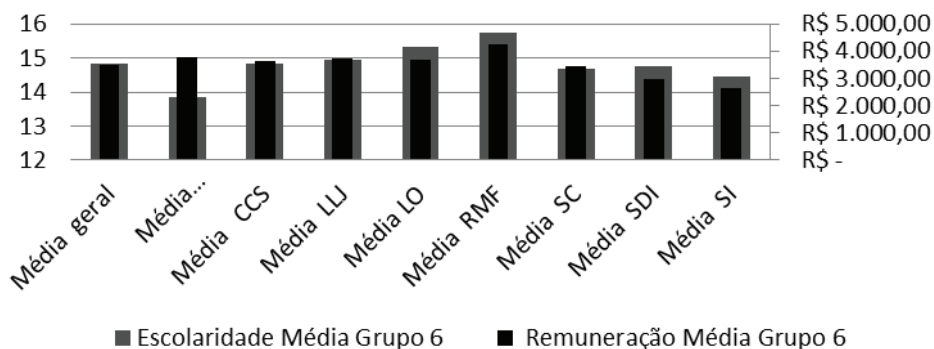


Gráfico 10 : Comparativo da média da remuneração e escolaridade dos servidores do Grupo 6 entre as Macrorregiões de Planejamento e Média Geral

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

Pelo gráfico 10, também observa-se as disparidades regionais e a tendência da educação como um determinante da remuneração, sendo os servidores da RMF com a maior média R\$ 4.227,57 e a menor na região SI, com média de R\$ 2.658,97.

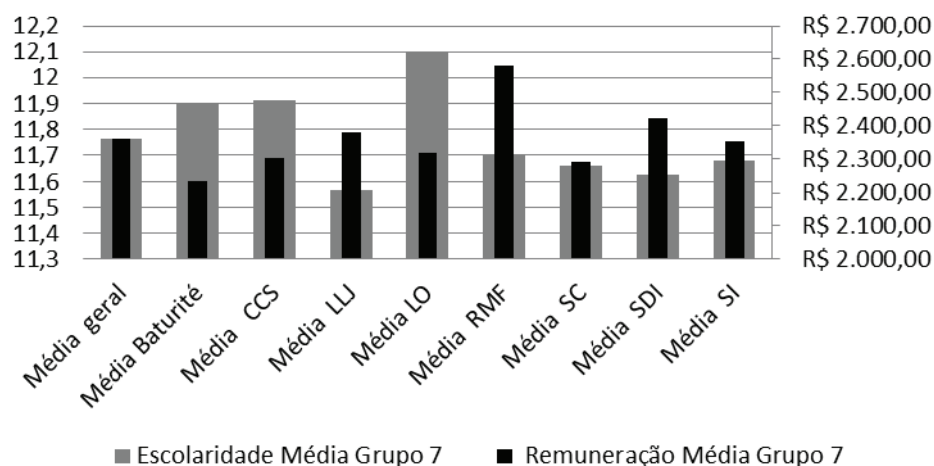


Gráfico 11: Comparativo da média da remuneração e escolaridade dos servidores do Grupo 7 entre as Macrorregiões de Planejamento e Média Geral

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

Apesar do gráfico 11 evidenciar as disparidades regionais, observa-se que não há uma tendência de uma relação direta entre escolaridade e remuneração, outros fatores devem influenciar mais a remuneração, em média, nas atividades militares do que o nível de escolaridade.

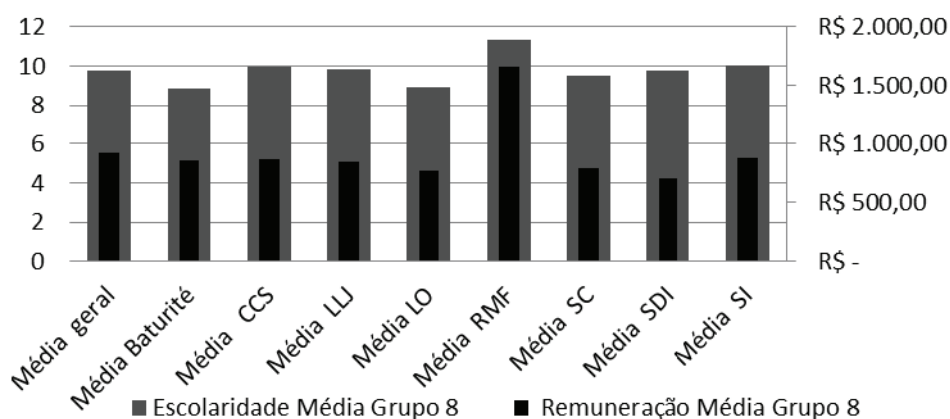


Gráfico 12: Comparativo da média da remuneração e escolaridade dos servidores do Grupo 8 entre as Macrorregiões de Planejamento e Média Geral

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

Finalmente, através do gráfico 12, também é evidenciado as disparidades regionais onde RMF apresenta a maior média salarial e educacional, R\$ 1.656,84 e 11,36 anos, respectivamente e as menor média salarial na macrorregião SDI R\$ 704,64. Observa-se também uma tendência da educação como determinante da remuneração, na medida em que os rendimentos estão correlacionados ao nível de escolaridade.

4 METODOLOGIA

Nesta seção é apresentada a metodologia para a execução dos objetivos propostos que baseiam-se em equações de rendimento do tipo mincerianas, por meio de regressão por Mínimos Quadrados Ordinários – MQO, a fim de permitir a análise da

contribuição da escolaridade, experiência geral, experiência no cargo, sexo e regionalização sobre o acréscimo da remuneração.

A base de dados para estimação dos modelos foi obtida a partir do banco de dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP da Secretaria do Planejamento e Gestão do Estado do Ceará - Seplag para o mês de maio de 2011, no total de 111.603 observações.

4.1 Modelo Econométrico

Para cada grupo de servidores faz-se duas regressões múltiplas, sendo a variável dependente (lnrenda) que é o logaritmo da remuneração dos servidores públicos do Estado do Ceará para o mês de maio de 2011, incluindo todas as vantagens: vencimento base e demais gratificações.

Como variáveis explicativas foram incluídas no modelo variáveis que no estudo empírico mostraram-se relevantes, bem como variáveis já consagradas na revisão bibliográfica com a finalidade de estimar os coeficientes mincerianos de rendimentos. As variáveis utilizadas foram:

- (educ) anos de estudo – corresponde à série , à quantidade de anos de estudo dos servidores. A equivalência é feita de forma que cada nível de escolaridade é considerado a quantidade de anos para conclusão para cada nível. Sendo 0 anos para analfabetos e 16 anos para nível superior completo;

- (expe) experiência geral - calculada considerando-se a idade menos seis, menos os anos de estudo⁴ Chaves (2002). Ao adotar esse procedimento assume-se que todos servidores iniciaram sua vida estudantil aos 6 anos e com dedicação integral para cada ano de estudo completo;

- (exp_adm) experiência no cargo – corresponde à série, à quantidade de anos que o servidor possui no cargo ocupado. Tal variável é justificada, pois, diferentemente do empregado do setor privado, os servidores públicos ao ingressarem na carreira estão sujeitos a um plano de cargos onde a progressão ocorre, geralmente, pelo lapso temporal;

- (sexo) – Variável dummy onde 1 para masculino e 0 para feminino;

- (RMF) – Variável dummy onde 1 para servidores que recebem sua remuneração na Macrorregião de Planejamento da Região Metropolitana de Fortaleza e 0 os que não recebem nessa região;

- (CCS) – Variável dummy onde 1 para servidores que recebem sua remuneração na Macrorregião de Planejamento Cariri Centro Sul e 0 os que não recebem nessa região;

- (SI) – Variável dummy onde 1 para servidores que recebem sua remuneração na Macrorregião de Planejamento Sobral/Ibiapaba e 0 os que não recebem nessa região;

- (SC) – Variável dummy onde 1 para servidores que recebem sua remuneração na Macrorregião de Planejamento Sertão Central e 0 os que não recebem nessa região;

- (LLJ) – Variável dummy onde 1 para servidores que recebem sua remuneração na Macrorregião de Planejamento Litoral Leste Jaguaribe e 0 os que não recebem nessa região;

⁴ Esse procedimento foi adotado tendo em vista que no Sistema da Folha de Pagamento – SFP não há informações sobre a experiência dos servidores antes de ingressar no serviço público.

• (LO) – Variável dummy onde 1 para servidores que recebem sua remuneração na Macrorregião de Planejamento Litoral Oeste e 0 os que não recebem nessa região⁵;

Logo, para cada grupo de servidores são estimadas duas equações do tipo micrericiana considerando a proposta de Newey-West para estimação com erros robustos. a primeira considerando o proxy da experiência (idade-6-anos de estudo) e o segundo modelo utilizando a variável da experiência no cargo. Especificamente, os modelos econométricos para cada grupo de servidores são descritos conforme a expressão abaixo:

$$\ln(\text{renda})_1^c = \beta_0 + \beta_1 \text{educ}_i^c + \beta_2 \text{expe}_i^c + \beta_3 (\text{expe}_i^c)^2 + \beta_6 \text{sexo}_i^c + \beta_7 \text{RMF}_i^c + \beta_8 \text{CCS}_i^c + \beta_9 \text{SI}_i^c + \beta_{10} \text{SC}_i^c + \beta_{11} \text{LLJ}_i^c + \beta_{12} \text{LO}_i^c + \varepsilon_1$$

$$\ln(\text{renda})_1^c = \beta_0 + \beta_1 \text{educ}_i^c + \beta_4 \text{exp_adm}_i^c + \beta_5 (\text{exp_adm}_i^c)^2 + \beta_6 \text{sexo}_i^c + \beta_7 \text{RMF}_i^c + \beta_8 \text{CCS}_i^c + \beta_9 \text{SI}_i^c + \beta_{10} \text{SC}_i^c + \beta_{11} \text{LLJ}_i^c + \beta_{12} \text{LO}_i^c + \varepsilon_1$$

Onde:

C = 1, ... ,8

De acordo com as equações acima, uma relação positiva entre o logaritmo natural da remuneração e anos de estudo indica o percentual de crescimento da renda por ano adicional de escolaridade.

De forma análoga em relação à experiência geral, sendo de se esperar, entretanto, uma relação negativa com a forma quadrática de tal variável. Como também, espera-se uma relação direta com a experiência no cargo e uma relação negativa com a forma quadrática, tendo em vista que com o passar dos anos há uma tendência dos servidores ficarem estagnados nas últimas referências dos planos de cargos.

Os resultados das variáveis binárias informam a diferença de variação de crescimento da renda por ano adicional de estudo, respectivamente, entre sexo masculino e sexo feminino e entre os servidores das Microrregiões de Planejamento do Estado do Ceará.

Não obstante da potencialidade dessa pesquisa, encontram-se algumas limitações que merecem ser apresentadas.

Na base de dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP a variável educação limita-se a 16 anos de estudo, como também, não fornece informações sobre o grau de especialização, mestrado e doutorado dos servidores, no máximo, a conclusão da graduação do curso superior e não há registros da formação profissional destes.

Com relação a crítica levanta por Resende e Wyllie (2006) sobre a desconsideração da qualidade do ensino, observa-se não ser relevante para presente pesquisa, porque os servidores, diferentemente da iniciativa privada, estão investidos em carreiras reguladas por Lei, sendo necessários aspectos objetivos para a progressão. Por exemplo, se em uma determinada carreira conta como requisito de progressão uma especialização, independentemente da qualidade do título, o servidor fará jus a elevação de referência na carreira. A qualidade do ensino pode influenciar na nomeação em cargos comissionados, porém este é muito suscetível à influência política.

⁵ As Macrorregiões de Planejamento Baturité e Sertão dos Inhamuns foram excluídas para evitar colinearidade perfeita.

Outra limitação encontrada foi não considerar entre as variáveis independentes as categorias de servidores que possuem sindicatos e associações, pois segundo Figueiredo Neto (1998) os trabalhadores que são filiados a um sindicato tem um maior poder de barganha em relação aos não sindicalizados. Apesar da dessa relevância a base de dados não dispunha de tal informação, assim inviabilizando sua utilização como variável explicativa.

Ao estimar as regressões, a fim de obter erros-padrões corrigidos para os estimadores MQO utiliza-se o estimador de Newey-West, por considerar que a heteroscedasticidade encontrada não foi uma consequência de uma má especificação do modelo e que são analisados o conjunto total de servidores.

De qualquer forma, apesar das limitações descritas, é de se observar a importância dessa fonte estatística, que irá permitir realizar um teste da Teoria do Capital Humano na realidade do Poder Executivo do Estado do Ceará, que é o objetivo principal dessa pesquisa.

5 RESULTADOS

Alinhando com a base de dados e os objetivos de pesquisa, os modelos econométrico descritos anteriormente foram estimado para cada grupo de servidores. Nas tabelas 2 e 3 estão os resultados das regressões estimadas utilizando o modelo de MQO. A variável dependente é o logaritmo natural da remuneração dos servidores públicos do Estado do Ceará. Na primeira coluna estão as variáveis explicativas educ, expe, expe², exp_adm, exp_adm², sexo, RMF, CCS, SI, SC, LLJ e LO. Da segunda a nona colunas representam os coeficientes das variáveis independentes para os oito grupos:

Tabela 2 – Coeficiente das variáveis dos grupos 1, 2, 3 e 4

Var. explicativas	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3		Grupo 4	
	Modelo1	Modelo2	Modelo1	Modelo2	Modelo1	Modelo2	Modelo1	Modelo2
<i>Educ</i>	0,17 (0,00)	0,18 (0,00)	0,18 (0,00)	0,17 (0,00)	0,06 (0,00)	0,06 (0,00)	0,09 (0,00)	0,09 (0,00)
<i>Expe</i>	-0,80E-3** (0,87)		0,02 (0,00)		0,006 (0,00)		-0,002 (0,00)	
<i>Expe²</i>	-9,42E-5** (0,11)		-0,18E-3 (0,00)		1,74E-5** (0,13)		-4,46E-7 (0,00)	
<i>Exp_adm</i>		-0,14E-2** (0,79)		0,03 (0,00)		0,02 (0,00)		0,02 (0,00)
<i>Exp_adm²</i>		-0,1E-3** (0,22)		-0,3E-3 (0,00)		-0,2E-3 (0,00)		-0,3E-3 (0,00)
<i>Sexo</i>	0,12 (0,00)	0,12 (0,00)	0,33 (0,00)	0,34 (0,00)	-0,07 (0,00)	-0,07 (0,00)	-0,08 (0,00)	-0,13 (0,00)
<i>RMF</i>	***	***	0,40 (0,00)	0,47 (0,00)	0,3E-2** (0,93)	0,02** (0,58)	0,07 (0,00)	0,09 (0,00)
<i>CCS</i>	***	***	0,60E-2** (0,84)	0,01** (0,70)	-0,03** (0,37)	0,01** (0,77)	0,06 (0,00)	0,06 (0,00)
<i>SI</i>	***	***	-0,62E-3** (0,84)	-0,03** (0,93)	-0,04** (0,24)	-0,01** (0,78)	0,15 (0,00)	0,16 (0,00)
<i>SC</i>	***	***	-0,18E-2** (0,96)	0,2E-2** (0,95)	-0,11* (0,8)	-0,10** (0,13)	0,05 (0,00)	0,05 (0,01)
<i>LLJ</i>	***	***	0,03** (0,45)	0,06** (0,18)	-0,04** (0,35)	-0,01** (0,75)	0,009** (0,62)	0,008** (0,70)
<i>LO</i>	***	***	-0,08* (0,06)	-0,07** (0,14)	-0,23 (0,03)	-0,25 (0,01)	0,06 (0,00)	0,06 (0,00)
<i>R²</i>	0,64	0,64	0,57	0,57	0,21	0,31	0,28	0,30
<i>Prob(Estat.-F)</i>	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
<i>N° Observ.</i>	941	941	11.705	11.705	2.708	2.708	40.371	40.371

Notas: * significativa a 10%

** não possui significância a partir de 10%

** não possui servidores na Macrorregião de Planejamento

*** p-valor entre parênteses

**** as variáveis Baturité e Sertão dos Inhamuns foram omitidas por perfeita colinearidade

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

Tabela 3 – Coeficiente das variáveis dos grupos 5, 6, 7 e 8

Var. explicativas	Grupo 5		Grupo 6		Grupo 7		Grupo 8	
	Modelo1	Modelo2	Modelo1	Modelo2	Modelo1	Modelo2	Modelo1	Modelo2
<i>Educ</i>	0,14 (0,00)	0,12 (0,00)	0,19 (0,00)	0,17 (0,00)	0,05 (0,00)	0,06 (0,00)	0,09 (0,00)	0,08 (0,00)
<i>Expe</i>	0,006** (0,23)		-0,01* (0,10)		0,004 (0,05)		-0,001** (0,55)	
<i>Expe</i> ²	0,12E-3 (0,02)		0,6E-3 (0,00)		7,06E-7 (0,03)		3,7E-5* (0,10)	
<i>Exp_adm</i>		0,007** (0,11)		-0,01** (0,14)		0,01 (0,00)		-0,03 (0,00)
<i>Exp_adm</i> ²		0,0001* (0,07)		0,0008 (0,00)		-1,5E-5** (0,41)		0,0005 (0,00)
<i>Sexo</i>	0,11 (0,00)	0,11 (0,00)	0,26 (0,00)	0,30 (0,00)	0,10 (0,00)	0,07 (0,00)	-0,38 (0,00)	-0,34 (0,00)
<i>RMF</i>	0,24** (0,14)	0,24* (0,09)	0,15 (0,04)	0,19 (0,02)	0,06 (0,00)	0,06 (0,00)	0,30 (0,00)	0,28 (0,00)
<i>CCS</i>	0,07** (0,69)	0,06** (0,70)	0,04** (0,56)	0,05** (0,48)	-0,02** (0,12)	-0,04 (0,00)	0,02* (0,10)	0,03 (0,04)
<i>SI</i>	0,13** (0,48)	0,11** (0,47)	-0,13* (0,09)	-0,12** (0,16)	-0,001** (0,94)	-0,02** (0,19)	0,007** (0,62)	0,007** (0,60)
<i>SC</i>	0,36* (0,09)	0,36* (0,07)	-0,04** (0,64)	-0,01** (0,88)	0,001** (0,93)	-0,002** (0,86)	0,02** (0,28)	0,02** (0,60)
<i>LLJ</i>	0,24** (0,20)	0,19** (0,26)	0,05** (0,52)	0,07** (0,35)	0,03 (0,04)	0,01** (0,28)	0,03** (0,12)	0,03* (0,10)
<i>LO</i>	0,57** (0,12)	0,53** (0,15)	-0,04** (0,73)	-0,06** (0,95)	-0,01** (0,42)	-0,02** (0,19)	0,02** (0,29)	0,02** (0,12)
<i>R</i> ²	0,29	0,27	0,60	0,57	0,14	0,24	0,38	0,39
<i>Prob(Estat.-F)</i>	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
<i>Nº de Observ.</i>	3.724	3.724	764	764	21.077	21.077	30.171	30.171

Notas: * significante a 10%

** não possui significância a partir de 10%

** não possui servidores na Macrorregião de Planejamento

*** p-valor entre parênteses

**** as variáveis Baturité e Sertão dos Inhamuns foram omitidas por perfeita colinearidade

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Sistema da Folha de Pagamento – SFP

Observa-se que muitos dos coeficientes são significantes ao nível de significância de 5%. Entretanto, algumas variáveis apresentaram significantes em um grupo e em outros não. Como também o R^2 variou entre 0,27 a 0,64 que pode ser considerado um valor considerável, observando os trabalhos que utilizaram a base de dados do PNAD.

Com relação ao coeficiente da variável educ, apresentou sinal positivo em todos os grupos, comprovando a Teoria do Capital Humano. Observa-se um incremento médio de 0,1237 e uma variação entre 0,19 e 0,6, o que justifica a composição dos grupos.

Analisando as categorias no extremos de seus percentuais de retorno, o grupo 6 apresentou o maior retorno 0,19, seguidos dos grupos 1 e 2 com 0,18. Observa-se que em tais grupos há uma característica comum, todos os cargos recebem uma gratificações de titulação, desta forma pode ser que essa gratificação esteja majorando o coeficiente em tais grupos.

No extremo inferior estão o servidores o grupo 7 com um coeficiente no valor de 0,05, do grupo 3 com coeficiente 0,06 e dos servidores do grupo 8 com coeficiente 0,08. Tal situação pode decorrer tendo em vista que os servidores dos grupos 7 e 8, ficou demonstrado no gráfico da evidência empírica que essa categoria de servidores possuem a escolaridade e remuneração mais baixa do que todos os grupos. Os servidores do grupo 3 são exceções, embora recebam a gratificação de titulação ela não influencia tanto o valor final da remuneração, tendo em vista que a gratificação de

produtividade tem um maior peso na composição remuneratória que independe do grau de instrução do servidor.

Como foi definido na cessão anterior, foram estimado dois modelos, o primeiro utilizando a experiência como um proxy (idade-6-anos de estudo) e a experiência na administração pública, tendo em vista que o servidor público ao ingressar na carreira, independentemente de experiências anteriores, será nomeado na referencia inicial da carreira. Paralelamente, a variável *Exp_adm* representa a quantidade de anos que o servidor possui no cargo, que na maioria dos casos, a progressão na carreira se dá através de um lapso temporal regulamenta através de lei específica.

Ao analisar os dados observa-se que em relação ao modelo 1 apenas no grupo 2 foi observada os sinais esperados para *expe* e $expe^2$, sendo os grupos 1, 5 e 8 com coeficientes insignificantes para a experiência e 1 e 3 insignificantes para a experiência ao quadrado. Já em relação ao modelo 2 os grupos 2, 3 e 4 apresentaram os sinais esperados, o que demonstra uma tendência de que no setor público a experiência no cargo tem mais relevância do que a experiência em trabalhos anteriores, o que confirma um aspecto peculiar ao setor público não capitado nos bancos de dados do PNAD.

Quanto a variável *sexo*, comprova-se a evidência empírica de que os homens ganham mais que as mulheres. Dos oitos grupos, apenas em 3 as servidoras do sexo feminino ganham mais que os servidores do sexo masculino. Os grupos 2 e 6 apresentam os maiores coeficientes 0,34 e 0,30, respectivamente. Já nos grupos 8 e 4 apresentaram os menores coeficientes -0,38 e -0,13, respectivamente.

Apesar dos resultados apontarem para uma discriminação por sexo, não pode-se afirmar categoricamente, pois o ingresso na administração, após a Constituição Federal de 1988, se dá através de forma meritocrática por meio do concurso público. Como também, os planos de cargos seguem critérios objetivos o que minimiza preconceitos dessa natureza. Porém, as nomeações em cargo em comissão podem estar ocasionado essa diferença entre os sexos, tendo em vista que o provimento em cargo de chefia e assessoramento se dá através de livre nomeação e exoneração, ficando a cargo do gestor maior decidir quem bem intender as pessoas que irão compor esses cargos. Nesse momento pode estar havendo uma preterição ao sexo feminino e uma consequente menor remuneração em relação aos servidores do sexo masculino.

Por último, com relação às variáveis *RMF*, *CCS*, *SI*, *SC*, *LLJ* e *LO*, que tem por objetivo analisar as variações remuneratórias entre as Macrorregiões de Planejamento do Estado do Ceará, observa-se que confirma-se a evidência empírica de que os servidores tendem, na Macrorregião RMF, perceber uma remuneração maior que do que as outras regiões do Estado do Ceará. A priori, pode-se pensar que como os servidores públicos de cada grupo, em todas as regiões, enquadram-se dentro do mesmo plano de cargos, logo as diferenças regionais não deveriam existir. Porém tal premissa não é verdadeira como foi demonstrado tanto a evidencia empírica quando nos coeficientes dos modelos estimados. Uma das possíveis justificativas pode ser que os servidores na RMF encontram-se já nas últimas referências no Plano de Cargos, como também, pode ser que maioria dos cargos em comissão estejam ocupados por servidores nessa região, que pode estar elevando a remuneração em relação as demais.

Outro resultado relevante foi em relação a variável *SI* no grupo quatro, que agrupa os servidores do magistério de escolas de nível médio e das universidades estaduais, apresentou o maior coeficiente entre as Macrorregiões no valor de 0,16 superando a RMF que foi estimado o coeficiente no valor de 0,05. Tal resultado pode ser um indício de dos bons resultados na educação nessa região, mais notadamente do

município de Sobral que destaca-se nacionalmente como um ensino público de qualidade.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir do agrupamento em apenas oito dos diversos cargos existentes no Poder Executivo do Estado do Ceará e seguindo a Teoria do Capital Humano para a percepção remuneratória dos indivíduos, a presente pesquisa se propôs a estimar os valores de retorno salarial por cada ano adicional de educação. Além disso, foram estimados dois modelos: o primeiro utilizando o proxy para experiência e o segundo considerando a experiência no cargo, como também, foram considerados outros determinantes de rendimentos, medindo-se o efeito das diferenças de gênero e regionais.

Observou-se que em todos os grupos de servidores a qualificação marginal tem como resultado em acréscimos remuneratórios, o que confirma a Teoria do Capital Humano nas organizações públicas e demonstra a importância dos investimentos individuais em educação.

O impacto marginal da educação sobre o crescimento da remuneração foi diferente entre os grupos, tendo o incremento médio de 12,37%. Sendo que o grupo 6 apresentou o maior retorno 19%, seguidos dos grupos 1 e 2 com 18% e para os servidores dos grupos 7, 3 e 8 de apenas 5%, 6% e 8%, respectivamente.

Tais constatações indicam que os servidores com os maiores retornos sejam em consequência da gratificação de titulação que está diretamente ligado ao investimento em educação. Já os grupos 7 e 8 são os que apresentaram menor escolaridade e consequentemente menor retorno. O grupo 3 é uma exceção, uma vez que nesse grupo o gratificação de produtividade tem um peso bem maior sobre a remuneração total.

Observou-se ainda que para o estudo dos determinantes de rendimento no setor público a experiência no cargo apresentou mais coesão com os sinais esperados pela Teoria do Capital Humano do que a experiência utilizando o proxy, o que confirma um aspecto peculiar ao setor público não captado nos bancos de dados do PNAD.

Confirmou-se a discriminação por sexo, sendo que dos oito grupos, apenas em 3 as servidoras do sexo feminino ganham mais que os servidores do sexo masculino. Porém, ressalva-se que tal discriminação pode estar ocorrendo na nomeação dos cargos em comissão que são de livre nomeação e exoneração, visto que todos servidores, independentemente do sexo, estão providos em planos de cargos que seguem critérios definidos em lei.

Com relação às diferenças regionais, a pesquisa confirmou uma maior concentração das maiores remunerações por grupo na Macrorregião da Região Metropolitana de Fortaleza, o que era de se esperar, pois nessa região localizam-se as sedes dos órgão/entidades de lotação e, consequentemente, onde encontram-se maiores quantidades de cargos em comissão e pode haver um maior número de servidores nas referências finais.

Finalmente, conclui-se com a sugestão de pesquisa no sentido de estimar os determinantes de rendimento com dados de pós-graduação para os servidores, a fim de captar melhor os retornos da educação, como também, repetir essa pesquisa para outros Estados da Federação afim que possa haver comparação entre os resultados para avaliar se há um padrão que diferencia o setor público do privado.

REFERÊNCIAS:

- BALASSIANO, Moisés; SEABRA, Alexandre Alves de; LEMOS, Ana Heloísa. Escolaridade, salários e empregabilidade: tem razão a teoria do capital humano? **Revista de Administração Contemporânea**, Curitiba, V.9, n.4, p.31-52, out/dez. 2005.
- BECKER, G. S. Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, **Journal of Political Economy**. vol. 70, 5, Part II, p.9-49, 1962.
- CAMPANTE, Filipe R.; CRESPO, Anna R. V.; LEITE, Phillipe G. P. G.; Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.58, n.2, p185-210, abr/jun. 2004.
- CHAVES, André Luiz Leite. Determinação dos rendimentos na região metropolitana de Porto Alegre: uma verificação empírica da Teoria do Capital Humano. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v.23, Número Especial, p.399-420, 2002.
- CHAVES, André Luiz Leite. Diferenciais dos rendimentos do trabalho na indústria de transformação da Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA): linearidade ou dualidade no mercado de trabalho? **Indic.Econ. FEE**, Porto Alegre, v.33, n.2, p. 175-204, 2005.
- CURI, Andréa Zaitune; MENEZES FILHO, Naércio Aquino. A Relação entre Educação Pré-Primária, Salários, Escolaridade e Proficiência Escolar no Brasil. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v.23, Número Especial, p. 399-420, 2002.
- EHRENBERG, Ronald G.; SMITH, Robert S. **A Moderna Economia do Trabalho – Teoria e Política Pública**. 5ª ed. São Paulo Makron Books, 2000.
- FIGUEIREDO NETO, Leonardo Francisco. Determinantes da participação no mercado de trabalho e dos rendimentos e retornos aos investimentos em Capital Humano. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano16, n. 29, p. 67-86, mar. 1998
- FRANÇA, Gilson Nardo; GASPARI, Carlos Eduardo; LOUREIRO, Paulo Roberto de Amorim. Relação entre Escolaridade e Renda no Brasil na década de 1990. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 10, 2005, Fortaleza-CE. **Anais...**Fortaleza: Banco do Nordeste, 2005.
- GIUBERTI, Ana Carolina; MENEZES FILHO, Naércio Aquino. Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. **Revista de Economia Aplicada**. Ribeirão Preto, v.9, n.3, p. 369-383, jul./set. 2005.
- GUIMARÃES, Henrique, **Mercado de trabalho, escolaridade e renda no Brasil – 1988 a 1996**. Disponível em: < http://www.fundaj.gov.br/geral/educacao_foco/mercado%20de%20trabalho.pdf >. Acesso em: 26 de julho de 2011.
- HALL, R. JONES, C. Why do some countries produce so much more output per worker than others, **NBER Working Paper 6564**, 1998.
- IOSCHPE, Gustavo. **A ignorância custa o mundo: o valor da educação no desenvolvimento do Brasil**. São Paulo: Francis, 2004, 324p.
- LAM, D.; LEVISON, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: **Estados Unidos e Brasil.Pesquisa e Planejamento Econômico**, p. 219-256, 1990.
- LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R.C. Retornos em Educação no Brasil: 1976/89. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.21, n.3, p.559-574, dez. 1991.
- LEME, M. C.; WAJNMAN, S. Diferenciais de rendimentos por gênero. In: MENEZES-FILHO, N. e LISBOA, M. **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: EPGA-FGV, 2001, p.79-116.
- LOUREIRO, Paulo R. A; CARNEIRO, Francisco G.. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. **Revista Economia Aplicada**, São Paulo, V.5,n.3, p. 519-545, jul./set. 2001.

- MANKIW, N. G; ROMER, D; WEIL, D. A Contribuicao to the empirics of economy growth. **Quarterly Journal of Economics**, vol. 107, n. 2, 1992.
- MELO, Luzia M. Cavalcante de,. Determinates dos Diferenciais de Rendimentos do Trabalho: Uma Abordagem Hierárquica para os Estados Brasileiros. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, Recife, v.3, n.1.2009.
- MENEZES FILHO, Naércio Aquino; MENDES, Marcos; ALMEIDA, Eduardo Simões de. O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.58, n. 2, p. 235-248, abr/jun. 2004.
- MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York: Columbia University Press, 1974.
- MOLHO, I. Local pay determination. **Journal of economic surveys**, v.6, n. 2, p. 155-194, 1992.
- MONTE, Marcelo Mesquita. **Determinantes dos rendimentos do trabalho no Brasil: Uma abordagem do tipo minceriana segundo categorias ocupacionais**. Universidade Federal do Ceará – UFC. Artigo de Mestrado, 2011.
- NERI, Marcelo. **O retorno da educação no mercado de trabalho**. Centro de Políticas Sociais do IBRE/FGV e da EPGE/FGV, 2006.
- RAMOS, Lauro. Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Brasil, de 1995 a 2005. **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente (volume 2)**, Brasília: Ipea, p.267-284, 2007.
- RESENDE, Marcelo; WYLLIE, Ricardo. Retornos para educação no Brasil: Evidências empíricas adicionais. **Revista de Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v.10, n.3, p. 349-365, jul/set. 2006.
- SCHULTZ, T. W. Reflections on investment in man. **The journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 1-8, 1962.
- SMITH, Adam. **A riqueza das Nações**. São Paulo: Martins Fontes, 2003.
- SOUZA, Amaury de; LAMOUNIER, Bolivar. **A classe média brasileira: Ambições valores e projetos de sociedade**. Rio de Janeiro: Campus, 2010.
- STULP, Valter José. A escolaridade e os salários do trabalhador da indústria gaúcha: mudanças de 1996 a 2005. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, V. 30, n. 1, p. 165-194, maio 2009.
- TAVARES, Priscila Albuquerque. **O papel do capital humano na desigualdade de salários no Brasil entre 1981 e 2006**. Universidade de São Paulo – USP. Artigo de Mestrado, 2007.

CARACTERIZAÇÃO DO NÍVEL DE CRIMINALIDADE NO CEARÁ E SEUS DETERMINANTES SOCIOECONÔMICOS

Wesley de Freitas Barbosa¹
Eliane Pinheiro de Sousa²

RESUMO

A crescente criminalidade tem sido uma das maiores preocupações da sociedade brasileira. Nesse contexto, este estudo objetiva mensurar o índice de criminalidade dos municípios cearenses e dos bairros da capital cearense, assim como identificar os seus fatores determinantes socioeconômicos. Para mensurar o índice de criminalidade, empregou-se o método de análise fatorial, utilizando variáveis que captam o crime contra a pessoa, contra o patrimônio e apreensão de armas e drogas. Esses dados foram coletados junto à Secretaria de Segurança Pública e Defesa Social do Estado do Ceará. Os determinantes socioeconômicos da criminalidade nos municípios cearenses foram verificados por meio do modelo de Regressão Quantílica, fazendo uso de dados secundários obtidos no IBGE e no IPECE. Os resultados relativos ao índice de criminalidade indicaram que Fortaleza e seus municípios circunvizinhos de Itaitinga, Horizonte, Eusébio, Pacajus e Maracanaú se destacaram com os maiores níveis de criminalidade. No tocante à capital cearense, os maiores índices de criminalidade foram encontrados nos bairros Praia de Iracema, Dunas, Maraponga, Castelão, Moura Brasil e Parquelândia. No tocante aos determinantes socioeconômicos do índice de criminalidade, nos diferentes quantis analisados, observa-se que fatores como densidade demográfica, proporção de domicílios com renda *per capita* superior a três salários mínimos, elevada duração do traslado diário do trabalhador até a sua ocupação e desocupação da população economicamente ativa elevam o nível de criminalidade dos municípios cearenses, enquanto que a taxa líquida de escolarização do Ensino Médio o diminui. Ademais, constatou-se que os municípios pertencentes à Região Metropolitana de Fortaleza apresentam índice de criminalidade superiores aos demais municípios.

Palavras-chave: determinantes socioeconômicos, criminalidade, Ceará.

ABSTRACT

The growing criminality has been one of the major concerns of Brazilian society. In this context, this study aims to measure the criminality rates of the municipalities of the State of Ceará and the neighborhoods of Ceará's capital city and to identify its socioeconomic determinants. In order to measure the criminality rate, the factorial analysis method was employed, using variables which capture the crime against the person, against property and apprehension of fire arms and narcotics. These data were collected alongside the Public Security and Social Defense Bureau of the State of Ceará. The socioeconomic determinants of criminality in the municipalities of the state of Ceará were checked by means of the quantile regression model, using secondary data

¹ Graduando em Ciências Econômicas pela Universidade Regional do Cariri (URCA) e Bolsista de Iniciação Científica PIBIC CNPq. E-mail: barbosa.wesley@gmail.com

² Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa e Professora adjunta do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri (URCA). E-mail: pinheiroeliane@hotmail.com

obtained from IBGE and IPECE. The results related to the criminality rate indicated that Fortaleza and its surrounding municipalities of Itaitinga, Horizonte, Eusébio, Pacajus and Maracanaú stood out with the highest criminality rates. So far as the capital city of the State of Ceará is concerned, the highest criminality rates were found in the neighbourhoods Praia de Iracema, Dunas, Maraponga, Castelão, Moura Brasil e Parquelândia. So far as the socioeconomic determinants of the criminality rate are concerned, in the different amounts analyzed, one can observe that factors such as the demographic density, proportion of the population with *per capita* income higher than three minimum wages, absence of employment next to the worker's residence and the unemployment of the economically active population, raise the criminality level of the municipalities of the State of Ceará, whereas the net level of schooling of high school reduces it. Furthermore, it was found that the municipalities in the metropolitan region of Fortaleza have crime rates higher than other municipalities.

Keywords: socioeconomic determinants, criminality, Ceará.

1. INTRODUÇÃO

A elevação da criminalidade nos municípios brasileiros, através de um processo de despolarização da violência, distancia-se do antigo cenário onde apenas as grandes metrópoles impulsionavam a violência. Nesse contexto, a temática da segurança pública tem sido colocada no topo do debate da real qualidade dos serviços públicos prestados à população brasileira.

A criminalidade pode surgir de diferentes formas, como, por exemplo, através de furtos, assaltos, tráfico de drogas, violência física e homicídios. Conforme Waiselfisz (2012a), nem toda, sequer a maior parte das violências cotidianas, conduzem necessariamente à morte de algum dos protagonistas. Porém, a morte representa, *per se*, a violência levada a seu grau extremo. Da mesma maneira que a virulência de uma epidemia é indicada, frequentemente, pela quantidade de mortes que ela origina, também a intensidade nos diversos tipos de violência guarda uma estreita relação com o número de mortes que causa.

No estado do Ceará, os dados históricos da criminalidade, quando observados apenas pela ótica dos casos de homicídios, podem ser divididos em três recortes temporais diferenciados. De acordo com Waiselfisz (2012b), nos anos de 1980 a 1994, o estado cearense apresentava taxas estaduais de homicídios relativamente baixas quando comparadas às do cenário nacional, além disto, essas taxas apresentavam uma tendência de queda, haja vista que eram 29% menores que a nacional em 1980 e passam, em 1994, a serem 55% menores. Entretanto, com o passar dos anos, as taxas cearenses se elevaram significativamente, ultrapassando a taxa de crescimento nacional. Nesse período, o interior do estado passa a ser o principal agente causador dessa mudança. Numericamente, no intervalo de 1994 a 1998, a taxa de homicídio cresce 127% no interior do Estado, enquanto que, na região Metropolitana de Fortaleza (RMF), esse valor não chega a 2%.

A partir de 1998, o nível de crescimento da criminalidade, neste estado, chega a um estágio bem mais crítico, tendo em vista que o seu crescimento continua a superar a média nacional, porém impulsionada tanto pelo crescimento acelerado na RMF quanto pelo interior do estado. A falta de estratégias eficientes para a reversão deste cenário

acarretou uma taxa estadual de 29,7 homicídios em 100 mil habitantes, no ano de 2010, superando, pela primeira vez na história desse estado, a taxa nacional. Dados deste mesmo ano apontam que 25% dos municípios cearenses possuem taxas de homicídios superiores à verificada nacionalmente, sendo que há uma elevada dispersão dos focos de violência no referido estado, atingindo principalmente aqueles cuja população se encontra no intervalo de 5 a 20 mil habitantes (WAISELFISZ, 2012b). Vale destacar também que, conforme Loureiro (2008), além da taxa de homicídios, indicadores como crimes contra a pessoa e contra o patrimônio também apresentam forte crescimento nos municípios cearenses.

Como pode ser observado nos dados apresentados, o crescimento da criminalidade no estado do Ceará tornou-se um grande problema social, não somente na RMF, mas em todo o território estadual, com destaque para os municípios de pequeno porte. Desta forma, torna-se relevante a realização de estudos que analisem a temática da criminalidade nos municípios cearenses e seus determinantes.

Essas questões relativas ao nível de criminalidade e aos fatores que a influenciam têm sido largamente discutidas na literatura econômica. Loureiro (2008) analisou o efeito do policiamento sobre a criminalidade no estado do Ceará. Nascimento et al. (2011) avaliaram os determinantes do crime de homicídio no município de Aracaju-SE, enquanto que Silva et al. (2011) analisaram a propensão a criminalidade dos municípios da Região Sudeste do Brasil a partir de indicadores socioeconômicos.

As inovações deste estudo em relação aos realizados encontram-se tanto no fato de se mensurar um índice de criminalidade para os municípios cearenses e para os bairros da capital do estado, levando-se em consideração os crimes contra a pessoa (homicídios e lesão corporal), os crimes contra o patrimônio (roubos e furtos) e a apreensão de drogas ilícitas, utilizando-se análise fatorial, pelo método dos componentes principais, quanto pelo emprego do modelo de regressão quantílica, que permite captar os efeitos dos determinantes socioeconômicos ao longo de pontos distintos da distribuição condicional do índice de criminalidade dos municípios cearenses.

Portanto, o conhecimento do índice de criminalidade dos municípios cearenses e os seus determinantes socioeconômicos, além do conhecimento de um índice específico para os bairros da capital cearense, representam fundamental importância para orientar a formulação de estratégias para o combate a esse problema social que vem assolando todo o estado e propor medidas de políticas públicas que promovam a intensificação da melhoria dos serviços de segurança pública prestados, da paz social e do bem-estar da população.

Nesse contexto, este estudo objetiva mensurar o índice de criminalidade dos municípios cearenses e dos bairros da capital do referido estado, assim como identificar os fatores socioeconômicos que influenciam o grau de criminalidade destes municípios.

Além dessa seção introdutória, o artigo está estruturado em quatro seções, sendo que, na seção 2, apresentam-se os fundamentos teóricos sobre os determinantes da criminalidade. Os procedimentos metodológicos a serem empregados serão mostrados na seção 3; os resultados serão discutidos na seção 4, e a última seção é reservada às conclusões do estudo.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A criminalidade tem sido amplamente discutida pelos teóricos em inúmeras áreas do conhecimento com o intuito de investigar os seus fatores determinantes, sendo que as teorias com enfoque sociológico e econômico têm ocupado grande espaço nas pesquisas. Dada a relevância desempenhada por essas abordagens na explicação das causas da criminalidade, esta seção apresenta breves considerações acerca de cada uma delas, indicando variáveis que têm sido utilizadas nos estudos empíricos tomando como base tais teorias.

Dentre as teorias que consideram uma abordagem sociológica, a literatura destaca as teorias da desorganização social, do aprendizado social, do controle social, do autocontrole e interacional.

A teoria da desorganização social consiste em uma abordagem sistêmica, em que se considera que as comunidades locais interagem de forma similar a um complexo sistema de redes de associações formais e informais, como relacionamento por amizade, parentesco e demais contatos que colaborem para o processo de socialização do indivíduo (CERQUEIRA e LOBÃO, 2003; NASCIMENTO et al., 2011). Santos (2007), ao citar Entorf e Spengler (2002), ressalta que, sob essa ótica, a criminalidade resulta de lacunas mal estruturadas na organização das relações sociais comunitárias, de vizinhanças e familiares, como, por exemplo, grupos de adolescentes sem orientação e difícil acesso a áreas de lazer.

Essa teoria foi inicialmente aplicada no estudo desenvolvido por Sampson e Groves (1989) em mais de 238 localidades na Grã-Bretanha. Para verificar a relação entre crime e variáveis socioeconômicas, estimaram regressões por mínimos quadrados, buscando testar se fatores como *status* socioeconômico, heterogeneidade étnica, estabilidade residencial, desagregação familiar, urbanização, redes de amizade local, grupos de adolescentes sem supervisão e participação organizacional influenciam a criminalidade e constataram uma relação negativa entre crime e coesão social.

No tocante à teoria do aprendizado social, também conhecida na literatura como teoria da associação diferencial, introduzida por Sutherland (1973), conforme Nascimento et al. (2011) e Silva et al. (2011), consiste no processo pelo qual os indivíduos, sobretudo os jovens, determinam seus comportamentos levando em consideração suas experiências pessoais em face das situações de conflito.

Segundo Cerqueira e Lobão (2003), a família, o grupo de amigos e a comunidade desempenham papel fundamental, porém tais atores geram efeitos indiretos, cujas influências seriam captadas pela variável latente determinação favorável ao crime, que, por sua vez, pode ser obtida por um conjunto de variáveis como grau de supervisão familiar; intensidade de coesão nos grupos de amigos; presença de amigos pegos pela polícia; percepção dos jovens quanto aos outros jovens que se envolvem em problemas na vizinhança; e se o jovem reside com os dois pais. Para tais autores, o principal estudo que buscou investigar de forma empírica essa teoria consiste no realizado por Matsueda (1982).

Em contrapartida, as duas abordagens descritas que buscavam identificar as causas que influenciaram um indivíduo a praticar um crime, a teoria do controle social

está interessada em compreender as razões que fazem com que uma pessoa abra mão de cometer crimes, ou seja, os determinantes que desestimulam um indivíduo a realizar atos ilícitos. Conforme Cerqueira e Lobão (2003), quanto maior o envolvimento do cidadão no sistema social e suas interações com a sociedade, menor será a probabilidade de esse ator tornar-se um criminoso. Como exemplo de estudo que aplicou essa teoria, destaca-se o de Agnew (1991), que aborda a delinquência juvenil.

Outra teoria de cunho sociológico que tem sido bastante referenciada quando se trata da questão da criminalidade diz respeito à teoria do autocontrole. Essa teoria foi proposta por Gottfredson e Hirschi (1990) e foca a discussão em mecanismos psicológicos desenvolvidos por indivíduos desde a fase infantil à pré-adolescência, e que seriam capazes de determinar a probabilidade de se comportarem ou não de forma desviante (NASCIMENTO et al., 2011).

De acordo com Levitt (1997) apud Santos (2007), a carência de autocontrole será manifestada a partir da adolescência, em que o comportamento indica a personalidade de uma pessoa com interesses próprios visando à obtenção de prazer imediato, sem levar em consideração os reflexos no longo prazo, assim como os impactos de suas ações sobre seu ambiente e sobre terceiros. Na concepção de Cerqueira e Lobão (2003), torna-se difícil e complicado testar essa teoria de forma empírica, pois essa verificação requer uma análise comparativa de grupos amostrais de controle em dois períodos distintos.

Quanto à teoria interacional, o comportamento desviante é proveniente de um processo interacional dinâmico. Essa teoria foi elaborada por Thornberry (1987) e distingue das outras abordagens apresentadas, uma vez que considera a criminalidade como resultado de um conjunto de fatores e processos sociais desenvolvidos ao longo de tempo. Esse enfoque teórico fundamenta-se na perspectiva evolucionária, em que a atividade criminosa não ocorre de forma constante na vida do indivíduo, porém consiste em um processo que normalmente tem a fase inicial, o envolvimento pleno e a fase final; e a dos efeitos recíprocos, que compreende à suposta endogeneidade das variáveis explicativas entre si, e entre elas e a variável explicada (SILVA et al., 2011).

Do ponto de vista econômico, a investigação das variáveis explicativas da criminalidade ganhou arcabouço teórico com os estudos desenvolvidos por Becker (1968) e Ehrlich (1973). A partir de então, essa questão passa a ser analisada com o intuito de identificar esses determinantes, compreender e sugerir medidas de políticas públicas que possam contribuir para prevenir e combater a criminalidade (SANTOS; KASSOUF, 2008).

Para Santos e Kassouf (2008), a teoria notória que tem investigado as causas da criminalidade refere-se à teoria econômica da escolha racional, formulada por Becker (1968), o qual propõe que o crime, apesar de ser ilegal, seja considerado como uma atividade econômica. A estrutura do modelo é fundamentada na hipótese da racionalidade do potencial ofensor, em que se pressupõe que, agindo racionalmente, uma pessoa possa cometer um crime se e somente se a utilidade esperada por essa prática superar a utilidade que teria caso alocasse seu tempo e demais recursos em outras atividades. Desta forma, alguns indivíduos tornam-se criminosos não devido às suas motivações básicas serem diferentes de outros, mas porque seus custos e benefícios são distintos de outras pessoas.

Em outros termos, para Beker (1968), a decisão de cometer ou não o crime estaria em função da maximização de utilidade esperada, em que o indivíduo confrontaria os potenciais ganhos decorrentes da ação criminosa, o valor da punição e as probabilidades de detenção e aprisionamento com o custo de oportunidade de praticar o crime, que corresponde ao salário alternativo no mercado de trabalho. Portanto, um indivíduo i escolherá a atividade ilegal em detrimento da legal quando se verifica a seguinte condição (SILVA et al., 2011):

$$(1 - pr) * U(l_i - c_i - M_i^*) - pr * U(pu) > U(w_i)$$

Em que: l_i refere-se ao valor monetário do crime; c_i , o custo de planejamento e execução do crime; M_i , o custo moral; pr , probabilidade de captura e condenação; pu , valor monetário do castigo; e w_i , custo de oportunidade.

Segundo Silva et al. (2011), a correlação entre o comportamento maximizador do indivíduo e a tendência deste ser criminoso é apontada na literatura econômica que trata desta temática. Entretanto, também devem considerar como determinantes da criminalidade a desigualdade de renda e o nível de pobreza como potencializadores dessa escolha.

Nesse contexto, Ehrlich (1973), citado por Cerqueira e Lobão (2003), amplia a versão inicial do modelo proposto por Becker para avaliar a alocação ótima do tempo em torno do mercado criminoso ou legal. Ademais, investigou os efeitos resultantes da distribuição de renda sobre o crime, sobretudo, aos crimes contra a propriedade, em que um fator determinante seria a oportunidade oferecida pelas vítimas potenciais.

Além da desigualdade da renda, Nascimento et al. (2011) indicam que as variáveis relativas à renda familiar *per capita*, o acesso aos programas de bem-estar social, a eficiência da polícia, o adensamento populacional, a magnitude das punições, a inércia criminal, o aprendizado social e a educação aparecem com frequência em trabalhos empíricos como explicativas da criminalidade.

3 METODOLOGIA

3.1. Áreas de estudo e natureza dos dados

Este trabalho considerou dois recortes geográficos, sendo que o primeiro contemplou os 184 municípios cearenses, divididos em sete mesorregiões (Nordeste, Norte, Metropolitana de Fortaleza, Sertões, Jaguaribe, Centro-Sul e Sul do Ceará), e o segundo abordou 116 bairros da capital cearense distribuído, conforme a Prefeitura de Fortaleza, em seis Secretarias Executivas Regionais (SER I, localizada na zona norte; SER II, na zona leste; SER III, na zona oeste; SER IV, na parte central de Fortaleza; SER V, na zona sul; e SER VI, na região sudeste deste município) acrescida do Centro de Fortaleza.

Em relação aos bairros de Fortaleza, é relevante destacar que não se desmembraram os bairros Praia do Futuro I e II (SER II) e Conjunto Ceará I e II (SER V) devido à indisponibilidade de dados de crimes para cada um desses bairros, assim como os bairros Jangurussu e Conjunto Palmeiras também foram considerados de forma agregada.

Os dados concernentes às modalidades de crime contra a pessoa, contra o patrimônio e apreensão de armas e drogas foram considerados os registrados no ano de 2012 e obtidos junto à Secretaria de Segurança Pública e Defesa Social do Estado do Ceará (SSPDS, 2013), enquanto as informações socioeconômicas empregadas foram coletadas no Instituto de Pesquisa Econômica do Estado do Ceará (IPECE, 2011) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2012).

3.2. Métodos analíticos e variáveis empregadas

Para mensurar o índice de criminalidade dos municípios cearenses e dos bairros de Fortaleza, empregou-se o método de análise fatorial, enquanto os determinantes socioeconômicos da criminalidade nos municípios cearenses foram verificados por meio do modelo de regressão quantílica.

3.2.1. Análise Fatorial

A análise fatorial adotada neste estudo corresponde ao método de componentes principais. Esse método tem sido empregado para avaliar a estrutura das correlações entre grande número de variáveis explicativas, definindo um conjunto de fatores que são formados para maximizar seu poder de explicação do conjunto inteiro de variáveis (HAIR JR et al, 2005; HARDLE e SIMAR, 2007; JOHNSON e WICHERN, 2007). O software adotado para operacionalização desse método foi o SPSS 17.0.

Segundo Mardia et al. (1997), em termos genéricos, um modelo de análise fatorial pode ser expresso por:

$$x = \Lambda f + u$$

(1),

em que x ($px \ 1$) é o vetor aleatório com média μ e matriz de covariância Σ ; Λ (pxk) corresponde à matriz de constantes; e f ($kx \ 1$) e u ($px \ 1$) são vetores aleatórios. Os elementos de f são denominados fatores comuns e os elementos de u , fatores específicos.

Esse modelo admite as seguintes pressuposições: $E(f) = E(\mu) = 0$; $V(f) = I$; $C(u_i, u_j) = 0, i \neq j$; e $C(f, u) = 0$. A matriz de covariância de u pode ser expressa por $V(u) = \Psi = \text{diag}(\psi_{11}, \dots, \psi_{pp})$. Assim, todos os fatores são não correlacionados um com o outro, e os fatores comuns são padronizados para ter variância 1.

Observe-se que $x_i = \sum_{j=1}^k \lambda_{ij} f_j + u_i$, com $i = 1, \dots, p$, de modo que sua variância pode ser decomposta em duas partes, conforme expressa por $\sigma_{ii} = \sum_{j=1}^k \lambda_{ij}^2 + \psi_{ii}$, sendo que λ_{ij} constituem as cargas fatoriais. A primeira parte, representada por $h_i^2 = \sum_{j=1}^k \lambda_{ij}^2$, é denominada de comunalidade e representa a variabilidade de x , que está relacionada com as outras variáveis por meio dos fatores comuns, e a segunda, representada por ψ_{ii} , é chamada de especificidade, que se refere à parte de cada variável que não é explicada pelos fatores comuns.

As estimativas iniciais das cargas fatoriais geralmente não são definitivas devido à presença de coeficientes Λ_{ij} , de grandeza numérica similar e não desprezível em vários fatores diferentes, o que pode dificultar a interpretação dos fatores originais. Nessas condições, conforme Hair et al. (2005) e Mingoti (2005), o recurso da transformação ortogonal dos fatores originais pode ser empregado para se obter uma estrutura mais simples de ser interpretada. Neste estudo, utilizou-se a rotação Varimax, que busca soluções pelas quais se pretende maximizar as correlações de cada variável com apenas um fator.

Após a rotação ortogonal da estrutura fatorial original, foram estimados os escores fatoriais para cada elemento amostral, ou seja, para cada município cearense ou para cada bairro de Fortaleza, os quais foram utilizados na formação do índice de criminalidade dos municípios cearenses e dos bairros de Fortaleza. Esses índices foram elaborados tomando como base a formulação do índice de desempenho competitivo das empresas de móveis paraenses desenvolvido por Gama (2006), podendo ser representado pela combinação linear dos escores fatoriais, obtidos pela análise fatorial, com a proporção da variância explicada pelos fatores individuais em relação à variância comum. Matematicamente, os ICMC e ICBF podem ser representados, respectivamente, pelas Expressões (2) e (3):

$$\text{ICMC} = \sum_{j=1}^k \left(\frac{\lambda_j}{\sum_{j=1}^k \lambda_j} \text{FP}_{ji} \right) \quad (2) \quad \text{e} \quad \text{ICBF} = \sum_{j=1}^k \left(\frac{\lambda_j}{\sum_{j=1}^k \lambda_j} \text{FP}_{ji} \right)$$

(3),

em que: ICMC é o índice de criminalidade dos municípios cearenses; ICBF, índice de criminalidade dos bairros de Fortaleza; λ_j , percentual da variância explicada pelo fator j em cada uma dos modelos analisados; k, número de fatores escolhidos em cada caso; FP_{ji} , escore fatorial, padronizado pelo município e, ou, bairro i, do fator j,

que, segundo Gama (2006), pode ser expresso por: $\text{FP}_{ji} = \frac{F_j - F_{\min}}{F_{\max} - F_{\min}}$

(4),

em que F_{\min} é o escore fatorial mínimo do fator j; e F_{\max} , escore fatorial máximo do fator j.

O cálculo desse índice fornece um número entre 0 e 1, sendo que, quanto mais próximo de zero, menor será o nível de criminalidade e, quanto mais próximo da unidade, maior será o grau de criminalidade deste município ou bairro em questão.

As variáveis consideradas para mensuração do índice de criminalidade dos municípios cearenses estão definidas a seguir: índice bruto de homicídios dolosos (IBHD); índice bruto de veículos roubados (IBVR); índice bruto de veículos furtados (IBVF); índice bruto de apreensão de armas (IBAA); índice bruto de apreensão de cocaína (IBCO); índice bruto de apreensão de crack (IBCR); e índice bruto de apreensão de maconha (IBAM). Esses índices brutos foram determinados com base na seguinte formulação:

$$\text{IB}_i = \frac{E * 100 .000}{P}$$

(5),

em que IB corresponde ao índice bruto de cada uma variável i ; E, número de eventos ocorridos; P, população total do município.

Como os municípios apresentam uma grande heterogeneidade populacional, empregou-se essa fórmula (5), ponderando a população por 100.000 habitantes. No caso dos bairros de Fortaleza, utilizaram-se as mesmas variáveis e tomou-se como base essa formulação supracitada, porém a ponderação foi feita para 1.000 habitantes.

3.2.2. Regressão Quantílica

Para identificar os fatores que influenciam o nível de criminalidade dos municípios cearenses, empregou-se o modelo de Regressão Quantílica, proposto, a princípio, por Koenker e Bassett (1978). Para esses autores, o modelo de Regressão Quantílica apresenta vantagens em relação ao modelo dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), já que pode ser empregado para caracterizar toda a distribuição condicional de uma variável resposta a partir de um conjunto de regressores; possui a forma de programação linear, o que facilita a estimação dos parâmetros; a regressão quantílica é robusta a *outliers*; e, tendo em vista que os erros não apresentam distribuição normal, os estimadores da regressão quantílica podem ser mais eficientes que os estimadores obtidos por meio do MQO.

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

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

(6)

em que: ρ_{θ} é a função *check* definida por:

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

(7)

Os coeficientes da regressão quantílica podem ser interpretados por meio da derivada parcial do quantil condicional em relação a um regressor particular, ou seja, tais coeficientes podem ser interpretados como uma variação marginal no θ_{th} quantil condicional ocasionada por uma mudança no regressor (JUSTO, 2008).

Supondo que as variáveis explicativas não influenciam igualmente os diferentes índices de criminalidade dos municípios cearenses, foram estimadas regressões para os quantis: 0,25; 0,50 e 0,75, com o intuito de verificar os efeitos dos fatores determinantes desses níveis de criminalidade ao longo da distribuição, em que o θ_{th} refere-se ao quantil condicional do ICMC podendo ser expresso por:

$$Q_{\theta}(y_i | x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6) = \beta_0 + \sum_{j=1}^6 \beta_j x_j, \quad \theta \in [0,1] \text{ e } j = 1, 2, \dots, 6.$$

(8)

Em que y_i corresponde ICMC obtidos através da análise fatorial; x_1 refere-se ao percentual de domicílios com renda *per capita* superior a três salários mínimos (SM); x_2 , refere-se à densidade demográfica (2010); x_3 , consiste no percentual da população cuja duração do translado diário até a sua ocupação excede uma hora em tempo hábil

(2010); x_4 , consiste no percentual da população economicamente ativa com idade superior aos catorze anos e sem ocupação (2010); x_5 , taxa de escolarização líquida no ensino médio (2010); e x_6 , variável *dummy RMF*, na qual se atribui escore um para o município pertencente à Região Metropolitana de Fortaleza e zero em caso contrário.

Esse modelo definido em (5) foi operacionalizado através do software STATA 11.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Criminalidade dos municípios cearenses

A Tabela 1 contém as principais estatísticas descritivas das variáveis empregadas na mensuração dos escores fatoriais para os 184 municípios cearenses considerados no estudo. Dentre tais variáveis consideradas, verifica-se que a maior heterogeneidade ocorre com as três variáveis referentes à apreensão de drogas, sendo que o índice bruto de apreensão de cocaína apresentou a maior variabilidade, como demonstrado pelo exorbitante valor do coeficiente de variação. Esse resultado pode ser atribuído ao altíssimo valor deste índice ocorrido no município de Acopiara. No tocante às demais drogas apreendidas, verifica-se que Baturité e Aracoiaba (sediados no Norte do Estado) foram os municípios que apresentaram, respectivamente, os maiores índices brutos de apreensão de crack e maconha. No caso de apreensão de armas, Jaguaribe, pertencente à mesorregião com o mesmo nome, deteve o maior valor. Quanto aos índices brutos de veículos roubados e furtados, Horizonte e a capital cearense, ambas localizadas na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF), lideraram, respectivamente, os maiores números desses índices. No que concerne ao índice bruto de homicídios dolosos, observou-se a menor variabilidade, sendo que Eusébio, que faz parte da RMF, destacou-se com o maior valor obtido.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na mensuração dos escores fatoriais para os municípios cearenses

Variáveis	Mínimo	Média	Máximo	Desvio padrão	CV (%)
Índice bruto de homicídios dolosos (IBHD)	0	22,44	110,57	19,11	85,17
Índice bruto de veículos roubados (IBVR)	0	15,65	219,96	32,24	205,91
Índice bruto de veículos furtados (IBVF)	0	12,88	116,73	16,25	126,13
Índice bruto de apreensão de armas (IBAA)	0	44,27	237,48	40,71	91,97
Índice bruto de apreensão de cocaína (IBCO)	0	2.353,25	363.325,50	26.906,27	1.143,37
Índice bruto de apreensão de crack (IBCR)	0	307,62	7.441,36	810,67	263,53
Índice bruto de apreensão de maconha (IBAM)	0	11.377,05	774.683,25	80.436,43	707,01

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

Nota: * Representa coeficiente de variação.

Os dados também permitiram identificar que o tipo de crime mais comum na maioria dos municípios cearenses refere-se à apreensão de armas, já que 91,3% desses municípios registraram a presença desse tipo de crime no ano de 2012, ou seja, somente 16 dos 184 municípios não apresentaram nenhuma ocorrência dessa forma de crime. O homicídio doloso também consiste em uma prática bastante frequente nos municípios

cearenses, visto que 89,1% dos municípios registraram este tipo de crime no período analisado, isto é, apenas 20 municípios tiveram valores nulos para essa modalidade de crime.

Ademais, 58,7% e 64,1% dos municípios cearenses, respectivamente, foram marcados pela presença de roubos e furtos de veículos no período analisado. Em outros termos, dos 184 municípios, 108 e 118 deles, respectivamente, não tiveram valores nulos para essas formas de crime. No caso da apreensão de drogas, os dados indicam que, 53,3%, 58,2% e 50,0% dos municípios cearenses, respectivamente, não cometeram apreensão de cocaína, crack e maconha no ano de 2012.

Antes de determinar os índices de criminalidade, investigou-se se os dados eram adequados ao emprego da análise fatorial por meio dos testes de esfericidade de Bartlett e de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). Os resultados mostram que o valor obtido no teste estatístico de esfericidade de Bartlett foi de 246,24, significativo a 1% de probabilidade, o que sinaliza que a matriz de correlação não é diagonal. Quanto ao teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), obteve-se o valor de 0,739, o que corrobora a adequação aos dados, pois, conforme Hair et al. (2005), valores acima de 0,5 indicam que a amostra é adequada ao emprego da análise fatorial.

Tendo em vista que esse instrumental mostrou-se apropriado aos dados, empregou-se a análise fatorial pelo método dos componentes principais. Entretanto, em sua versão original, uma variável pode relacionar-se com mais de um fator, o que dificulta a interpretação. Para que cada variável esteja associada a um único fator, empregou-se a rotação ortogonal pelo método Varimax, cujos autovalores da matriz de correlações maiores que a unidade, com suas respectivas porcentagens de variância total explicada, estão contidas na Tabela 2. A opção por três fatores que sintetizam as sete variáveis consideradas foi baseada no critério da raiz latente recomendado por Dillon e Goldstein (1984). Esses fatores da criminalidade são capazes de explicar 65,407% da variância total dos dados.

Tabela 2 – Raízes características da matriz de correlações simples (184 x 7) para os municípios cearenses, 2012

Fatores	Raiz Característica	Variância explicada pelo fator (%)	Variância acumulada (%)
1	2,364	33,773	33,773
2	1,178	16,823	50,596
3	1,037	14,811	65,407

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

A Tabela 3 apresenta as cargas fatoriais rotacionadas e as comunalidades para esses três fatores enfocados. Neste caso, as cargas fatoriais com valores absolutos superiores a 0,50 estão em negrito, indicando as variáveis mais fortemente associadas a um dado fator. Os valores das comunalidades indicam que todas as variáveis têm sua variabilidade captada e representada pelos três fatores.

Tabela 3 – Cargas fatoriais após rotação ortogonal e comunalidades

Variáveis	Cargas Fatoriais			Comunalidades
	F1	F2	F3	
IBHD	0,757	0,213	0,079	0,624
IBVR	0,856	0,122	-0,068	0,752
IBVF	0,789	0,115	-0,155	0,659
IBAA	0,593	0,054	0,248	0,416
IBCO	0,032	-0,033	0,951	0,907
IBCR	0,287	0,517	-0,162	0,376
IBAM	0,034	0,913	0,095	0,843

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

Como se percebe, o fator F1 apresenta correlação positiva com as variáveis IBHD (índice bruto de homicídios dolosos), IBVR (índice bruto de veículos roubados), IBVF (índice bruto de veículos furtados) e IBAA (índice bruto de apreensão de armas). Portanto, esse fator está associado às variáveis que representam os crimes contra a pessoa, contra o patrimônio e apreensão de armas.

O fator F2 está fortemente associado, de forma positiva, às variáveis IBCR (índice bruto de apreensão de crack) e IBAM (índice bruto de apreensão de maconha), com correlação positiva, e elevada com essa última variável. Assim, esse fator diz respeito à apreensão de drogas concernente à quantidade de crack e de maconha utilizada pelos municípios cearenses, enquanto o fator F3 foi constituído pela variável IBCO (índice bruto de apreensão de cocaína).

Após a obtenção das cargas fatoriais, foram determinados os escores fatoriais, que correspondem aos valores dos fatores encontrados para cada município. Esses escores foram empregados para estimar o índice de criminalidade dos municípios cearenses (ICMC).

As estatísticas descritivas desses índices distribuídos para cada mesorregião cearense se encontram na Tabela 4. Conforme se observa, os municípios que fazem parte da Região Metropolitana de Fortaleza (RMF) se destacaram com o maior índice médio de criminalidade. Os maiores valores máximo (Fortaleza) e mínimo (Maranguape) também foram verificados nessa mesorregião.

As informações contidas nesta tabela também mostram que Jaguaribe representa a mesorregião com a segunda maior média do ICMC. Observou-se que, com exceção da RMF, o valor máximo foi obtido pelo município de Jaguaribe, pertencente à mesorregião com o mesmo nome, que ocupa a oitava posição entre os municípios com maior criminalidade no Ceará, uma vez que a sétima colocada foi o município de Caucaia, localizado na RMF. Em contrapartida, percebe-se que a mesorregião do Noroeste cearense apresentou o menor valor médio do ICMC e a menor discrepância do nível de criminalidade entre os municípios que compõem essa mesorregião, conforme verificado pelos coeficientes de variação.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas dos índices de criminalidade dos municípios cearenses (ICMC) nas mesorregiões, 2012.

Mesorregiões	N de municípios	Mínimo	Média	Máximo	CV (%)
Noroeste	47	0,0481	0,0965	0,1793	31,2604
Norte	36	0,0481	0,1381	0,3080	42,4864
Metropolitana de Fortaleza	11	0,1567	0,3622	0,5248	34,1312
Sertões	30	0,0601	0,1201	0,3424	52,7489
Jaguaribe	21	0,0825	0,1632	0,3479	41,4728
Centro-Sul	14	0,0618	0,1188	0,2228	40,3539
Sul	25	0,0615	0,1477	0,2633	34,9886
CEARÁ	184	0,0481	0,1406	0,5248	59,4724

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

A Tabela 5 mostra os seis municípios cearenses que apresentaram os maiores índices de criminalidade, sendo que todos esses pertencem à RMF. Com base nesses dados, constata-se que a capital cearense lidera o *ranking* do maior nível de criminalidade do estado. Esse resultado pode ser atribuído ao fato de esse município ter apresentado o maior número de veículos furtados, que reflete no maior valor do escore original do primeiro fator.

Tabela 5 - Valores dos escores fatoriais originais e padronizados referentes aos seis maiores e aos seis menores índices de criminalidade dos municípios cearenses (ICMC).

Municípios	Escore fatorial original			Escore fatorial padronizado			Maiores ICMC
	F1	F2	F3	FP1	FP2	FP3	
Fortaleza	5,3868	-0,4882	-1,0775	1,0000	0,0219	0,0123	0,5248
Itaitinga	0,8432	8,4876	0,8636	0,3215	1,0000	0,1520	0,4576
Horizonte	4,2170	-0,4824	-0,1917	0,8253	0,0225	0,0760	0,4492
Eusébio	4,2090	-0,5644	-0,1338	0,8241	0,0136	0,0802	0,4472
Pacajus	3,6825	0,9297	-1,0072	0,7455	0,1764	0,0173	0,4342
Maracanaú	2,8749	1,9953	0,3053	0,6249	0,2925	0,1118	0,4232
Municípios	Escore fatorial original			Escore fatorial padronizado			Menores ICMC
	F1	F2	F3	FP1	FP2	FP3	
Tejuçuoca	-1,1045	-0,1363	-0,2211	0,0307	0,0602	0,0739	0,0481
Moraújo	-1,1045	-0,1363	-0,2211	0,0307	0,0602	0,0739	0,0481
Catunda	-1,1036	-0,1375	-0,1513	0,0308	0,0601	0,0789	0,0492
Groaíras	-0,9608	-0,1785	-0,0961	0,0521	0,0556	0,0829	0,0600
Ipaporanga	-0,9607	-0,1215	-0,1876	0,0521	0,0618	0,0763	0,0601
Quiterianópolis	-0,9304	-0,1788	-0,2118	0,0567	0,0556	0,0746	0,0604

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

Em decorrência da alta incidência de apreensão de crack e maconha, Itaitinga registrou o maior valor do escore original do segundo fator, fazendo com que esse município tenha se destacado na segunda posição de maior criminalidade do Ceará. Em seguida, o município de Horizonte assume o posto de terceiro maior em termos de criminalidade, sendo resultante do elevado valor do escore original do primeiro fator, já que registrou o maior número de veículos roubados, ao passo que a quarta colocação do município de Eusébio está associada ao alto valor do escore original do primeiro fator, uma vez que apresentou o maior número de ocorrências de homicídios dolosos do estado cearense. Como os municípios de Pacajus e Maracanaú apresentaram elevados

índices de crimes contra a pessoa, contra o patrimônio e apreensão de armas, que captam o primeiro fator, assim como esses municípios se destacaram, respectivamente, com altos índices de apreensão de crack e maconha, seus escores originais foram altos, refletindo em grande valor do ICMC.

Conforme descrito, dentre os 184 municípios cearenses, Fortaleza apresentou o maior índice de criminalidade do Estado. Portanto, torna-se importante examinar de forma mais minuciosa o nível de criminalidade dos bairros que compõem a capital cearense. Essa questão será abordada na próxima seção.

4.2. Criminalidade dos bairros da capital cearense

Como se verifica pela Tabela 6, as maiores variabilidades entre os bairros da capital cearense ocorreram com as variáveis concernentes aos índices brutos de apreensão de drogas, sendo que o valor mais expressivo do coeficiente de variação foi evidenciado pelo índice de apreensão de cocaína. O bairro Moura Brasil, localizado na Secretaria Executiva Regional (SER) I, apresentou o maior valor dessa variável. No caso do índice bruto de apreensão de crack, o bairro Montese, pertencente à SER IV, foi o que registrou o valor máximo desse índice, enquanto o bairro Castelão, que faz parte da SER VI, deteve o maior valor do índice de apreensão de maconha.

O índice bruto de apreensão de armas foi o que teve menor heterogeneidade entre os bairros de Fortaleza, sendo que o maior índice dessa variável foi encontrado no bairro Praia de Iracema, que fica na SER II. Quanto ao índice bruto de homicídios dolosos de Fortaleza, o maior valor desse índice foi verificado no bairro Sabiaguaba, sediado na SER VI.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na mensuração dos escores fatoriais para os bairros de Fortaleza

Variáveis	Mínimo	Média	Máximo	Desvio padrão	CV (%)
Índice bruto de homicídios dolosos (IBHD)	0	0,67	4,25	0,62	92,87
Índice bruto de veículos roubados (IBVR)	0	2,11	13,41	2,10	99,98
Índice bruto de veículos furtados (IBVF)	0	1,34	12,68	2,12	158,38
Índice bruto de apreensão de armas (IBAA)	0	1,09	6,71	0,89	81,89
Índice bruto de apreensão de cocaína (IBCO)	0	71,89	2.031,34	296,59	412,58
Índice bruto de apreensão de crack (IBCR)	0	21,80	273,20	48,31	221,65
Índice bruto de apreensão de maconha (IBAM)	0	246,76	4.903,58	743,51	301,30

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

Nota: * Representa coeficiente de variação.

No tocante aos índices brutos de veículos roubados e furtados, os bairros que lideraram o *ranking* foram Pedras (SER VI) e Parquelândia (SER III), respectivamente.

Verificou-se também que, dos 116 bairros analisados, 11, 7, 10, 4, 21, 27 e 16 desses bairros apresentaram valores nulos, respectivamente, para IBHD, IBVR, IBVF, IBAA, IBCO, IBCR e IBAM, sendo que os bairros da Gentilândia (SER IV) e São Bento (SER VI) foram os únicos que não cometeram nenhum desses tipos de crime durante o ano de 2012.

De forma similar aos dados dos municípios cearenses, buscou-se verificar se os dados dos bairros de Fortaleza eram apropriados para o uso da análise fatorial. Com base nos valores obtidos no teste estatístico de esfericidade de Bartlett, que foi de 221,087, significativo a 1% de probabilidade e o valor do teste de Kaiser-Meyer-Olkin

(KMO) de 0,623, constata-se que tais dados são consistentes ao emprego desta técnica. Neste caso, a Tabela 7 apresenta os autovalores da matriz de correlações que excederam a unidade, com suas respectivas porcentagens de variância total explicada. Os dados revelam que os três fatores escolhidos são responsáveis pela explicação de 72,15% da variância total dos dados.

Tabela 7 – Raízes características da matriz de correlações simples (116 x 7) para os bairros de Fortaleza, 2012

Fatores	Raiz Característica	Variância explicada pelo fator (%)	Variância acumulada (%)
1	1,881	26,873	26,873
2	1,825	26,073	52,946
3	1,344	19,204	72,149

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

A Tabela 8 informa as cargas fatoriais e as comunalidades para os três fatores após a rotação Varimax. As cargas fatoriais com valores absolutos maiores que 0,70 foram destacadas em negrito para identificar as variáveis que estão mais fortemente relacionadas a determinado fator.

Tabela 8 – Cargas fatoriais após rotação ortogonal e comunalidades para os bairros de Fortaleza, 2012.

Variáveis	Cargas Fatoriais			Comunalidades
	F1	F2	F3	
IBHD	0,108	0,823	0,062	0,693
IBVR	0,917	0,024	0,091	0,850
IBVF	0,874	0,092	0,009	0,772
IBAA	0,495	0,728	0,178	0,806
IBCO	-0,106	0,720	0,165	0,556
IBCR	0,084	0,301	0,710	0,601
IBAM	0,031	0,019	0,877	0,771

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

Conforme observado, o fator F1 está fortemente associado às variáveis IBVR (índice bruto de veículos roubados) e IBVF (índice bruto de veículos furtados), com correlação alta e positiva. Assim, esse fator capta o crime contra o patrimônio.

O fator F2 apresenta correlação positiva e elevada com as variáveis IBHD (índice bruto de homicídios dolosos), IBAA (índice bruto de apreensão de armas) e IBCO (índice bruto de apreensão de cocaína). Essas variáveis, em conjunto com sinais positivos e valores elevados, geram um maior nível de criminalidade, estando coerente com a teoria econômica, visto que, *Coeteris paribus*, quanto maior o índice bruto de homicídios dolosos, o índice bruto de apreensão de armas e o índice bruto de apreensão de cocaína, maior será a criminalidade. Tal fator capta as variáveis que indicam a dimensão relativa ao crime contra a pessoa e apreensão de armas e de cocaína, ao passo que o fator F3, constituído pelas variáveis IBCR (índice bruto de apreensão de crack) e IBAM (índice bruto de apreensão de maconha), representa a apreensão de drogas.

De posse dos escores fatoriais de cada bairro de Fortaleza, determinaram-se seus índices de criminalidade (ICBF). A Tabela 9 apresenta as estatísticas descritivas desses índices nas Secretarias Executivas Regionais (SER). Os dados mostram que, em termos médios, os bairros localizados nas SER I e II registraram índices de criminalidade maiores que a média verificada na capital cearense.

Apesar de os bairros mais nobres da capital cearense estarem presentes na SER II, percebe-se que o maior valor do ICBF foi encontrado no bairro Praia de Iracema, pertencente a essa regional. Ademais, a maior discrepância de criminalidade também foi detectada nessa SER, já que apresentou o maior coeficiente de variação, podendo ser atribuído ao fato de essa regional apresentar a maior diferença entre o valor máximo e mínimo do ICBF.

Tabela 9 – Estatísticas descritivas dos índices de criminalidade dos bairros de Fortaleza (ICBF) nas Secretarias Executivas Regionais (SER), 2012.

SER	N de bairros	Mínimo	Média	Máximo	CV (%)
SER I	15	0,1009	0,2203	0,3927	35,6337
SER II	19	0,0811	0,2104	0,7142	69,7901
SER III	17	0,1166	0,1816	0,3896	34,8809
SER IV	19	0,0810	0,1736	0,2828	33,1952
SER V	18	0,1161	0,1799	0,4017	39,3011
SER VI	27	0,0810	0,1863	0,3994	42,3321
Centro	1		0,3480		
FORTALEZA	116	0,0810	0,1923	0,7142	46,0001

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

Em contrapartida, os bairros que fazem parte da SER IV apresentaram a menor heterogeneidade quanto ao ICBF, como pode ser indicado pelo coeficiente de variação. Verifica-se também que essa regional registrou o menor índice médio de criminalidade em termos comparativos com as demais SER's.

O Centro de Fortaleza, por sua vez, se destaca como o oitavo bairro com o maior índice de criminalidade, podendo estar associado ao elevado índice de veículos furtados, já que representa o terceiro bairro que apresentou maior incidência desse tipo de crime.

A partir da Tabela 10, apresenta-se o *ranking* dos bairros da capital cearense que obtiveram os seis maiores índices de criminalidade e os seis menores índices de criminalidade. Conforme se verifica, a criminalidade está presente espacialmente em todas as Secretarias Executivas Regionais, cabendo aos gestores a adoção de medidas de políticas públicas que promovam maior segurança em seus bairros.

Dentre os 116 bairros analisados, a Praia de Iracema, pertencente a SER II, liderou o *ranking* com o maior índice de criminalidade. Esse resultado pode ser atribuído ao fato de esse bairro ter apresentado o maior índice de apreensão de armas, sendo responsável, portanto, pela obtenção do maior escore original do segundo fator. Além dessa evidência, esse bairro também se destaca como o segundo e o terceiro que, respectivamente, deteve maior índice de veículos furtados e roubados, razão que levou o escore original do primeiro fator apresentar o segundo maior valor. Com relação ao terceiro fator, apesar do seu escore fatorial original não ter ocupado as primeiras posições, esse bairro também foi marcado pela elevada ocorrência de apreensão de crack, já que ocupou a quinta posição com maior prática desse crime.

Os bairros de Dunas (SER II) e Maraponga (SER V) se destacaram, respectivamente, na segunda e terceira posição dos bairros de Fortaleza com maior índice de criminalidade. No caso de Dunas, o que mais contribuiu para esse resultado

foram os elevados escores originais do segundo fator, sendo influenciado pelo segundo maior valor do índice de apreensão de cocaína e quarto maior índice de homicídios dolosos da capital cearense; e do terceiro fator, sendo ocasionado pelo quarto maior índice de apreensão de crack e quinto maior índice de apreensão de maconha, ao passo que o elevado ICBF de Maraponga foi decorrente, sobretudo, de esse bairro ter cometido o quarto maior índice de veículos roubados, contribuindo para o sexto maior escore original do primeiro fator, e ter obtido o quinto maior índice de apreensão de armas de Fortaleza, sendo responsável pelo sexto maior escore original do segundo fator.

Na sequência, os bairros do Castelão (SER VI), Moura Brasil (SER I) e Parquelândia (SER III) também apresentaram expressivos índices de criminalidade, sendo que a maior incidência de furtos de veículos no ano de 2012, em Fortaleza, ocorreu em Parquelândia, fazendo com que esse bairro tivesse o maior escore original do fator 1.

Tabela 10 - Valores dos escores fatoriais originais e padronizados referentes aos cinco maiores e aos cinco menores índices de criminalidade dos bairros de Fortaleza (ICBF)

Municípios	SER	Escore fatorial original			Escore fatorial padronizado			Maiores ICBF
		F1	F2	F3	FP1	FP2	FP3	
Praia de Iracema	II	3,8624	4,9919	0,2525	0,8194	1,000	0,1787	0,7142
Dunas	II	-1,4247	4,3594	2,7903	0,0168	0,8966	0,4997	0,4632
Maraponga	V	1,9423	1,8955	-0,3676	0,5279	0,4937	0,1003	0,4017
Castelão	VI	0,5314	-0,8460	6,7457	0,3137	0,0454	1,0000	0,3994
Moura Brasil	I	-1,3653	4,5775	0,2115	0,0258	0,9322	0,1735	0,3927
Parquelândia	III	5,0518	-1,1237	-0,6512	1,0000	0,0000	0,0644	0,3896
Municípios	SER	Escore fatorial original			Escore fatorial padronizado			Menores ICBF
		F1	F2	F3	FP1	FP2	FP3	
São Bento	VI	-0,9111	-0,8679	-0,2509	0,0947	0,0418	0,1151	0,0810
Gentilândia	IV	-0,9111	-0,8679	-0,2509	0,0947	0,0418	0,1151	0,0810
Bairro de Lourdes	II	-0,9124	-0,8646	-0,2510	0,0945	0,0424	0,1150	0,0811
Mata Galinha	VI	-0,8953	-0,6721	-0,2959	0,0971	0,0738	0,1094	0,0920
Salinas	II	-0,7510	-0,8029	-0,2575	0,1190	0,0525	0,1142	0,0937
Parreão	IV	-0,6844	-0,7949	-0,2662	0,1292	0,0538	0,1131	0,0976

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

Os seis bairros com menores índices de criminalidade na capital cearense estão concentrados nas regionais II, IV e VI, sendo que não foi registrada ocorrência de nenhuma das formas de crime analisados em São Bento e Gentilândia, no ano de 2012. Dentre os sete tipos de crime considerados no estudo, o Bairro de Lourdes registrou incidência de apreensão de cocaína no período enfocado.

Os bairros Mata Galinha e Salinas tiveram apreensão de armas em 2012. Além deste tipo de crime, o primeiro bairro citado também teve ocorrência de homicídios dolosos e o segundo também apresentou incidência de veículos roubados neste período em análise. Quanto ao bairro Parreão, os dados indicaram que, dos sete tipos de crimes investigados, esse bairro cometeu cinco deles durante o ano de 2012, não tendo apresentado ocorrência apenas na prática de homicídios dolosos e apreensão de crack.

4.3. Determinantes da criminalidade dos municípios cearenses

Como pode ser observado na Tabela 11, a variável que apresentou o maior coeficiente de variação corresponde à densidade demográfica dos municípios cearenses, perfazendo, 513,81%. Esse dado reflete o grau de desigualdade na composição demográfica dos municípios cearenses, ou seja, sinaliza um cenário de forte concentração e polarização, com destaque para RMF. Dentre os seis municípios que apresentaram os seis maiores índices de criminalidade, quatro reproduziram esse mesmo resultado no tocante à sua taxa de densidade demográfica, são eles, Fortaleza (7.815,70), Maracanaú (1.984,45), Eusébio (601,27) e Horizonte (344,77). A variável *dummy* RMF distingue os municípios que compõem a Região Metropolitana de Fortaleza dos demais municípios, nesta atribui-se valor um para os municípios pertencentes à RMF e zero em caso contrário.

No que concerne à proporção de domicílios cearenses com rendimento *per capita* superior a três salários mínimos, é possível observar, conforme a Tabela 11, a predominância de relevante heterogeneidade na sua distribuição dentre os municípios estudados, com destaque para a capital cearense e o município de Moraújo. Estes ocuparam, respectivamente, a primeira e a última posição no *ranking* dessa variável, reproduzindo as mesmas colocações do *ranking* do nível de criminalidade quanto à primeira colocada, ficando Moraújo na penúltima posição do ICMC.

Pode-se notar também, na Tabela 11, que a proporção de trabalhadores que residem distantes da sua ocupação, demandando mais de uma hora no deslocamento entre sua residência e seu posto de trabalho, em tempo hábil, varia significativamente no estado do Ceará, demonstrando certo nível de heterogeneidade. O município de Caucaia, localizado na RMF, apresentou o valor máximo dessa variável, enquanto que Ipaumirim e Pires Ferreira apresentaram os valores mínimos.

Tabela 11 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na estimação dos determinantes do nível de criminalidade nos municípios cearenses.

Variáveis	Mínimo	Média	Máximo	Desvio padrão	CV* (%)
Densidade Demográfica	6,66	116,13	7.7815,70	596,68	513,81
<i>Dummy</i> RMF	0	0,08	1	0,27	336,57
Percentual dos domicílios com rendimento <i>per capita</i> superior a três salários mínimos	0	1,68	13,95	1,46	87,13
Percentual da população que demanda mais de 1 hora para se deslocar até o emprego	0,18	3,85	14,95	2,27	59,06
Percentual da população economicamente ativa acima dos 14 anos sem ocupação	0,78	3,27	7,82	1,19	36,43
Taxa líquida de escolarização do ensino médio	17,41	45,16	68,70	9,09	20,12

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

Nota: * Representa coeficiente de variação.

Com relação à proporção da população economicamente ativa com idade superior a catorze anos, porém sem ocupação, é possível verificar, de acordo com a Tabela 11, a predominância de uma média de 3,27% da população cearense nessa situação. Mesmo apresentando um coeficiente de variação intermediário, nota-se um elevado intervalo, diferenciando o município que apresentou o menor valor nesta taxa,

Salitre (0,78%), e o município de Potengi (7,82%), que apresentou o maior valor do estado, para esta variável.

Um fator de considerável relevância consiste na taxa líquida de escolarização do Ensino Médio, a qual reflete a parcela da população de 15 a 17 anos que está devidamente matriculada nesse nível de ensino. Como pode ser observado na Tabela 11, o valor máximo dessa variável (68,70), no estado do Ceará, está longe do valor ideal, que seria 100. A taxa média corresponde a apenas 45,16, um valor bem aquém do desejado, refletindo, de certa maneira, um elevado desajuste idade/série dos estudantes cearenses. Percebe-se, também, que o comportamento dos municípios nessa variável apresentou o maior grau de homogeneidade dentre as demais variáveis estudadas. Os municípios de Croatá e Acarape apresentaram, respectivamente, o menor e o maior valor para esta variável.

Para verificar os fatores socioeconômicos determinantes do índice de criminalidade nos municípios cearenses, estimaram-se os parâmetros através da regressão quantílica para os quantis 0,25; 0,50 e 0,75 com o intuito de captar a influência desses determinantes ao longo de pontos distintos da distribuição condicional dos índices de criminalidade e não somente na média.

Os resultados dessa estimação encontram-se na Tabela 12. Para os municípios cearenses que estão localizados na parte inferior da distribuição, ou seja, aqueles municípios com menor índice de criminalidade, indicados pelo quantil 0,25, observa-se que, dentre as seis variáveis explicativas, apenas parcela da população economicamente ativa, porém desocupada, e taxa de escolarização líquida no Ensino Médio não apresentaram coeficientes estatisticamente significantes, isto é, não constituem fator determinante na explicação do nível de criminalidade desses municípios. Os parâmetros das demais variáveis foram significantes a 1%, com exceção do percentual da população que demanda mais de 1 hora para se deslocar até o emprego, que foi significativa a 5%. No quantil 0,50, a proporção de domicílios com renda *per capita* superior a três salários mínimos (S.M) e a variável *dummy*, que capta a RMF, apresentaram parâmetros significativos a 1%; o percentual da população que despense mais de uma hora para se deslocar até seu trabalho obteve coeficiente significativo a 10%; e as demais variáveis não tiveram coeficientes significantes neste quantil.

Tabela 12 – Estimativa dos fatores socioeconômicos explicativos do nível de criminalidade nos municípios cearenses através do modelo de regressão quantílica, 2012.

Variáveis explicativas	Quantis		
	0,25	0,50	0,75
Constante	0,0602 (0,001)	0,0705 (0,026)	0,0991 (0,000)
x ₁ (rendimento <i>per capita</i>)	0,0153 (0,000)	0,0214 (0,000)	0,0162 (0,000)
x ₂ (Dens. Demog.)	0,0000 (0,000)	0,0000 (0,946)	0,0000 (0,140)
x ₃ (Deslocamento M.O)	0,0035 (0,028)	0,0048 (0,089)	0,0112 (0,000)
x ₄ (Desocupados)	0,0027 (0,328)	0,0016 (0,727)	0,0063 (0,028)
x ₅ (TX Escol. Liquid.)	-0,0004 (0,259)	-0,0002 (0,755)	-0,0007 (0,070)
x ₆ (<i>Dummy</i> RMF)	0,0920 (0,000)	0,0931 (0,000)	0,1776 (0,000)

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

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao *p-value*.

Com relação aos municípios que apresentaram os maiores índices de criminalidade do estado cearense, ou seja, aqueles que estão na parte superior da distribuição, representados pelo quantil 0,75, verifica-se que os coeficientes dos fatores referentes à proporção de domicílios com rendimento *per capita* acima de três S.M, a proporção da população com residência distante mais de uma hora do emprego, e a variável *dummy*, que capta a RMF, apresentaram parâmetros significantes a 1%, enquanto que parcela da população economicamente ativa sem ocupação a taxa líquida municipal de escolarização no Ensino Médio obtiveram parâmetros estatisticamente significantes a 5% e 10%, respectivamente.

O parâmetro da variável rendimento *per capita* domiciliar, que engloba a proporção de domicílios com rendimento *per capita* acima de três S.M, apresentou uma relação direta com o índice de criminalidade dos municípios cearenses nos três quantis estimados, sendo que, no quantil 0,5, o seu efeito possui a maior intensidade. Ademais, observa-se também que os municípios com melhores rendimentos *per capita* estão mais susceptíveis à ocorrência de crimes.

O coeficiente do fator densidade demográfica dos municípios cearenses também apresentou relação positiva com o índice de criminalidade em todos os quantis analisados, porém essa variável influencia na explicação do nível de criminalidade somente para os municípios situados na parte inferior da distribuição.

O fator deslocamento da mão de obra consiste no percentual da população cuja duração do traslado diário até a sua ocupação excede uma hora em tempo hábil. Valores elevados desta proporção demonstram a baixa frequência de empregos disponível próximo à residência da população, um fator que contribui para elevação do nível de criminalidade dos municípios. O seu efeito pode ser observado em todos os quantis analisados, variando apenas a sua intensidade, sendo esta de maior magnitude no quantil 0,75, que abrange municípios da parte superior da distribuição (Tabela 12).

Quanto à variável desocupados, que se refere à população economicamente ativa com idade superior aos catorze anos e sem ocupação, observa-se que a mesma se relaciona positivamente com o grau de criminalidade apresentado pelos municípios cearenses localizados no quantil 0,75, sendo que, quanto maior a parcela da população nessa situação, maior será o índice de criminalidade do município.

A taxa de escolarização líquida no Ensino Médio capta a proporção dos jovens de 15 a 17 anos que se encontram no nível de ensino recomendado, ou seja, o fato de o jovem ter iniciado suas atividades escolares na faixa etária correta e ter tido desempenho regular, gabaritando-o a seguir a sequência na faixa etária adequada ao nível de ensino. Observou-se que a taxa de escolarização líquida nesse nível de ensino apresentou relação inversa com o nível de criminalidade dos municípios localizados na parte superior da distribuição, ou seja, no quantil 0,75, revelando, significativa contribuição para redução do nível de criminalidade nesses municípios cearenses.

Os coeficientes da *dummy* RMF foram significantes em todos os quantis avaliados, indicando que o índice de criminalidade nos municípios que fazem parte da RMF é superior ao verificado nos demais municípios cearenses.

5. CONCLUSÕES

Dentre os tipos de crime enfocados, a apreensão de armas consiste na prática cometida que abrangeu o maior número de municípios do Ceará e o maior número de bairros de Fortaleza, enquanto a apreensão de drogas teve a menor incidência em ambos os recortes geográficos.

Os resultados da análise fatorial para os municípios cearenses indicaram que foram extraídos três fatores para representar o conjunto das sete variáveis empregadas na determinação do índice de criminalidade. O Fator 1 contemplou os índices brutos de homicídios dolosos, veículos roubados, veículos furtados e apreensão de armas e foi responsável por 33,73% da variância total. Os índices brutos de apreensão de crack e de apreensão de maconha foram agregados para compor o Fator 2, responsável por 16,82% da variância total; e o fator 3, constituído pelo índice bruto de apreensão de cocaína, explicou 14,81% da variância total.

A partir dos escores fatoriais de cada um desses fatores supracitados, mensurou-se o índice de criminalidade dos municípios cearenses (ICMC), o que possibilitou a hierarquização desses municípios quanto ao nível de criminalidade. Os dados revelam que os municípios que obtiveram os maiores níveis de criminalidade estão localizados na Região Metropolitana de Fortaleza, sendo que a capital cearense liderou o *ranking* com o maior valor do índice de criminalidade, que pode ser atribuído ao fato de esse município ter apresentado o maior índice de veículos furtados do estado. Os municípios de Itaitinga, Horizonte, Eusébio, Pacajus e Maracanaú, nessa ordem, tiveram os maiores ICMC.

Em vista do elevado índice de criminalidade de Fortaleza, determinou-se a criminalidade para os seus bairros. Esse índice também foi obtido por meio da análise fatorial, sendo as sete variáveis agregadas em três fatores. O primeiro contemplou o crime contra o patrimônio, sendo responsável por 26,87% da variância total; o segundo considerou o crime contra a pessoa e apreensão de armas e de cocaína, responsável por 26,07% da variância total; e o terceiro fator, formado pela apreensão de drogas, explicou 19,20% da variância total.

Os escores fatoriais permitiram determinar o índice de criminalidade dos bairros de Fortaleza (ICBF), sendo que Praia de Iracema apresentou o maior valor, podendo

estar associado ao fato de esse bairro ter apresentado o maior índice de apreensão de armas e ter se destacado com a incidência de veículos roubados e furtados. Em seguida, os bairros de Dunas, Maraponga, Castelão, Moura Brasil e Parquelândia, nessa ordem, registraram os maiores ICBF. É importante sinalizar aos gestores públicos os municípios cearenses e os bairros de Fortaleza que apresentaram os maiores níveis de criminalidade no sentido de que sejam tomadas as providências necessárias para minimizar esse grave problema social.

Com relação aos resultados da regressão quantílica, é possível concluir que fatores como a existência de municípios com elevada proporção de pessoas com rendimentos elevados estão mais aptos à ocorrência de crimes, sendo este um indicador de que as cidades com melhores rendimentos *per capita* são os principais alvos da marginalidade, o que acaba por desestimular a migração de pessoas com melhor poder aquisitivo para essas cidades, tendo em vista o potencial comprometimento do seu bem-estar. A densidade demográfica dos municípios cearenses, como esperado, também apresentou relação positiva com o índice de criminalidade.

Observou-se também que valores elevados para o percentual da população cuja duração do traslado diário até a sua ocupação excede uma hora em tempo hábil contribui para elevação do nível de criminalidade dos municípios cearenses, demonstrando um possível impacto positivo das cidades dormitórios no tocante à elevação do grau de criminalidade, o que se relaciona diretamente com os municípios pertencentes à RMF.

O aumento do percentual da população economicamente ativa com idade superior aos catorze anos e sem ocupação influencia positivamente no índice de criminalidade do município, enquanto que a taxa de escolarização líquida no Ensino Médio, que capta a proporção dos jovens de 15 a 17 anos que se encontram no nível de ensino recomendado, contribui para redução do grau de criminalidade nos municípios situados na parte superior da distribuição do ICMC.

A criminalidade está presente espacialmente em todas as mesorregiões cearenses e em todas as Secretarias Executivas Regionais em Fortaleza, cabendo aos gestores à adoção de medidas de políticas públicas que promovam maior segurança em seus municípios e bairros, sendo estas ações tanto de caráter punitivo e reeducador quanto preventiva através da melhoria do sistema educacional, de estratégias de distribuição espacial mais equitativa das atividades econômicas no território cearense e de estímulo ao empreendedorismo e capacitação profissional na população, principalmente jovem, desse Estado.

REFERÊNCIAS

AGNEW, R. A longitudinal test of social control theory and delinquency. **Journal of Research in Crime and Delinquency**, v. 28, p. 126-156, 1991.

BAEATO, C. C. Determinantes da criminalidade em Minas Gerais. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**. São Paulo, v. 13, n. 37, p. 1-19, 1998.

BECKER, G. S. Crime and punishment: an economic approach. **Journal of Political Economy**, v. 76, p. 169-217, 1968.

CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Determinantes da criminalidade: uma resenha dos modelos teóricos e resultados empíricos. **Texto para Discussão n. 956**. Rio de Janeiro: IPEA, junho. 2003.

DILLON, W. R.; GOLDSTEIN, M. **Multivariate analysis: methods and applications**. New York: John Wiley & Sons, 1984.

ENTORF, H.; SPENGLER, H. **Crime in Europe: Causes and Consequences**. Ed. Springer. Berlin, 2002.

EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. **Journal of Political Economy**, v. 81, p. 521-565, 1973.

GAMA, Z. J. C. **Análise da competitividade das empresas de móveis da região metropolitana de Belém, 2000 a 2004**. Belém: UNAMA, 2006. 105 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade da Amazônia, 2006.

GOTTFREDSON, D. C., HIRSCHI, T. **A general theory of crime**. Stanford, CA: Stanford University Press, 1990.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. São Paulo: MAKRON Books, 2000.

HARDLE, W.; SIMAR, L. **Applied Multivariate Statistical Analysis**. 2th Edition. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2007. 458p.

HAIR JR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise Multivariada de Dados**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005. 593p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Bancos de dados Agregados - Sistema de Recuperação Automática**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 15 de agosto de 2012.

IPECE – INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ. **Anuário estatístico do Ceará 2011**. Disponível em: <<http://www2.ipece.ce.gov.br/publicacoes/anuario/anuario2011/index.htm>> acesso em: 15 de agosto de 2012.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied Multivariate Statistical Analysis**. 6th Edition. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2007. 773p.

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

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

LEVITT, S. D. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. **The American Economic Review**, v. 87, n. 3, p. 270-290, 1997.

LOUREIRO, A. O. F. Avaliando o efeito do policiamento sobre a criminalidade no Ceará. **Texto para Discussão n. 53**. Fortaleza: IPECE, dezembro. 2008.

MARDIA, K. V.; KENT, J. T.; BIBBY, J. M. **Multivariate Analysis**. 6th Printing. San Diego: Academic Press, 1997.518p.

MATSUEDA, R. L. Testing control theory and differential association: a casual modeling approach. **American Sociological Review**, v. 47, p. 489-504, 1982.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de Estatística Multivariada – uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005. 295p.

NASCIMENTO, J. S.; CARDOSO, B. F.; BRITO, M. A.; CORONEL, D. A. Estudo dos determinantes do crime de homicídio no município de Aracaju – SE. **Revista de Economia e Gestão**. PUC Minas, v. 11, n. 25, 2011.

THORNBERRY, T. P. Toward na interactional theory of delinquency. **Criminology**, v. 25, p. 863-891, 1987.

SAMPSON, R. J., GROVES, W. B. Community structure and crime: testing social disorganization theory. **American Journal of Sociology**, v. 94, p. 774-802, 1989.

SANTOS, B. F. A. **Economia do crime: especificidades no caso brasileiro**. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas). Universidade Federal de Santa Catarina, 2007. Florianópolis, UFSC, 2007.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Estudos econômicos das causas da criminalidade no Brasil: evidências e contravérsias. **Revista Economia**. Brasília, DF, v.9, n.2, p.343-372, 2008.

SILVA, E. E.; VALE, F. F. R.; SILVA FILHO, L. A.; SILVA, W. G. Determinantes da criminalidade na região Sudeste do Brasil: um estudo a partir da análise fatorial. In: Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 9, 2011, Natal. **Anais...** Natal, RN: ENABER, 2011.

SSPDSCE – Secretária de Segurança Pública e Defesa Social do Ceará. **Indicadores Criminais - Crimes contra a pessoa.** Disponível em:<<http://www.sspds.ce.gov.br/noticiaDetalhada.do?tipoPortal=1&codNoticia=2142&titulo=Reportagens&action=detail>>. Acesso em: 15 de agosto de 2012.

SUTHERLAND, E. H. Development of the theory. In: SCHUESSLER, K. (ed.). **Edwin Sutherland on analyzing crime.** [Private Paper published posthumously]. Chicago, IL: Chicago University Press, p. 30-41, 1942/1973 (revised edition).

WAISELFISZ, J.J. **MAPA DA VIOLÊNCIA 2012: Os novos padrões da violência homicida no Brasil.** 1ª Edição. São Paulo. Instituto Sangari. 2012 a. 244p.

WAISELFISZ, J.J. **MAPA DA VIOLÊNCIA 2012: Os novos padrões da violência homicida no Brasil, Ceará.** São Paulo. Instituto Sangari. 2012 b. 13p.

APÊNDICES

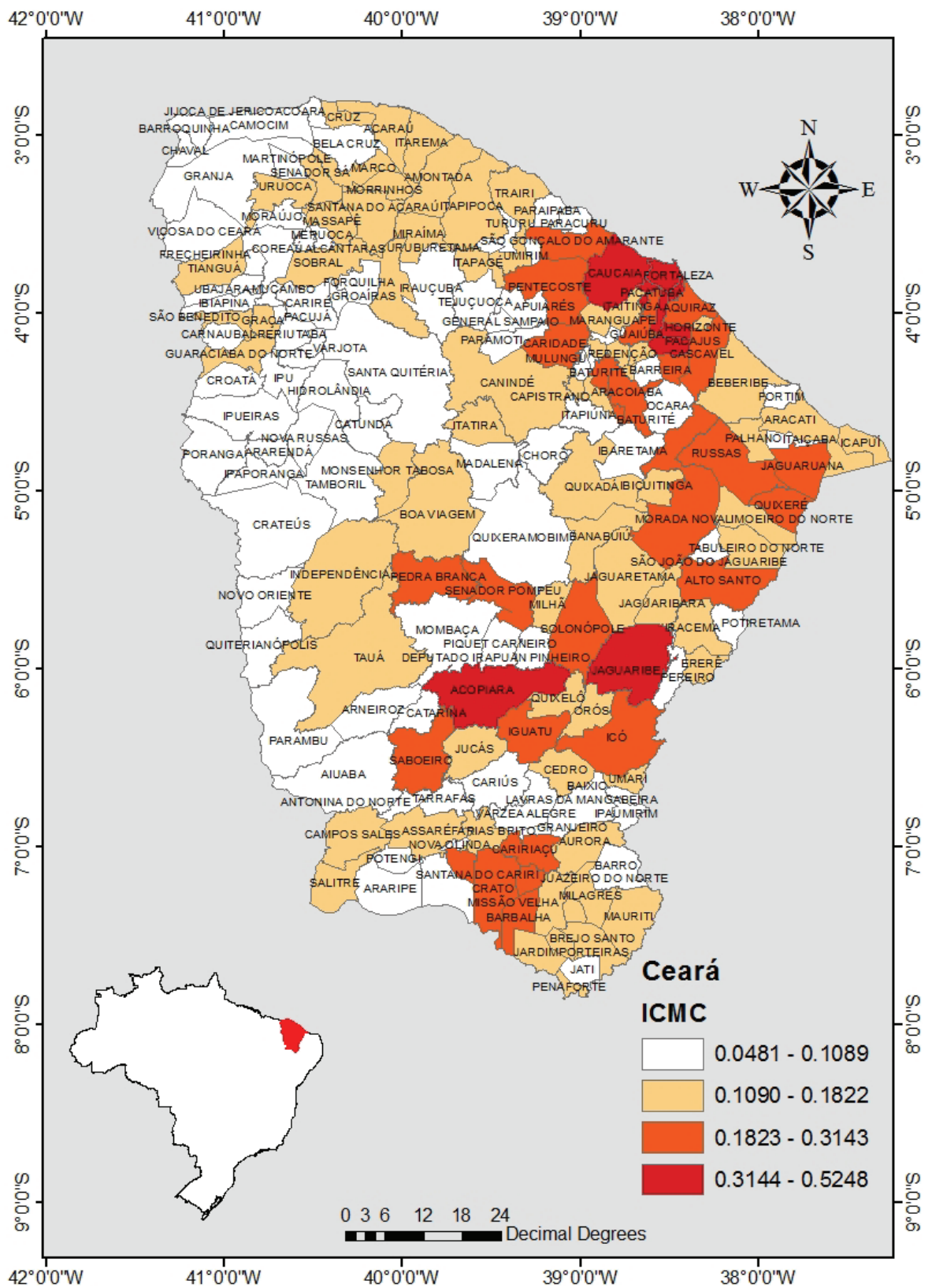


Figura 1a – Mapa com os índices de criminalidade dos municípios cearenses, 2012.

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

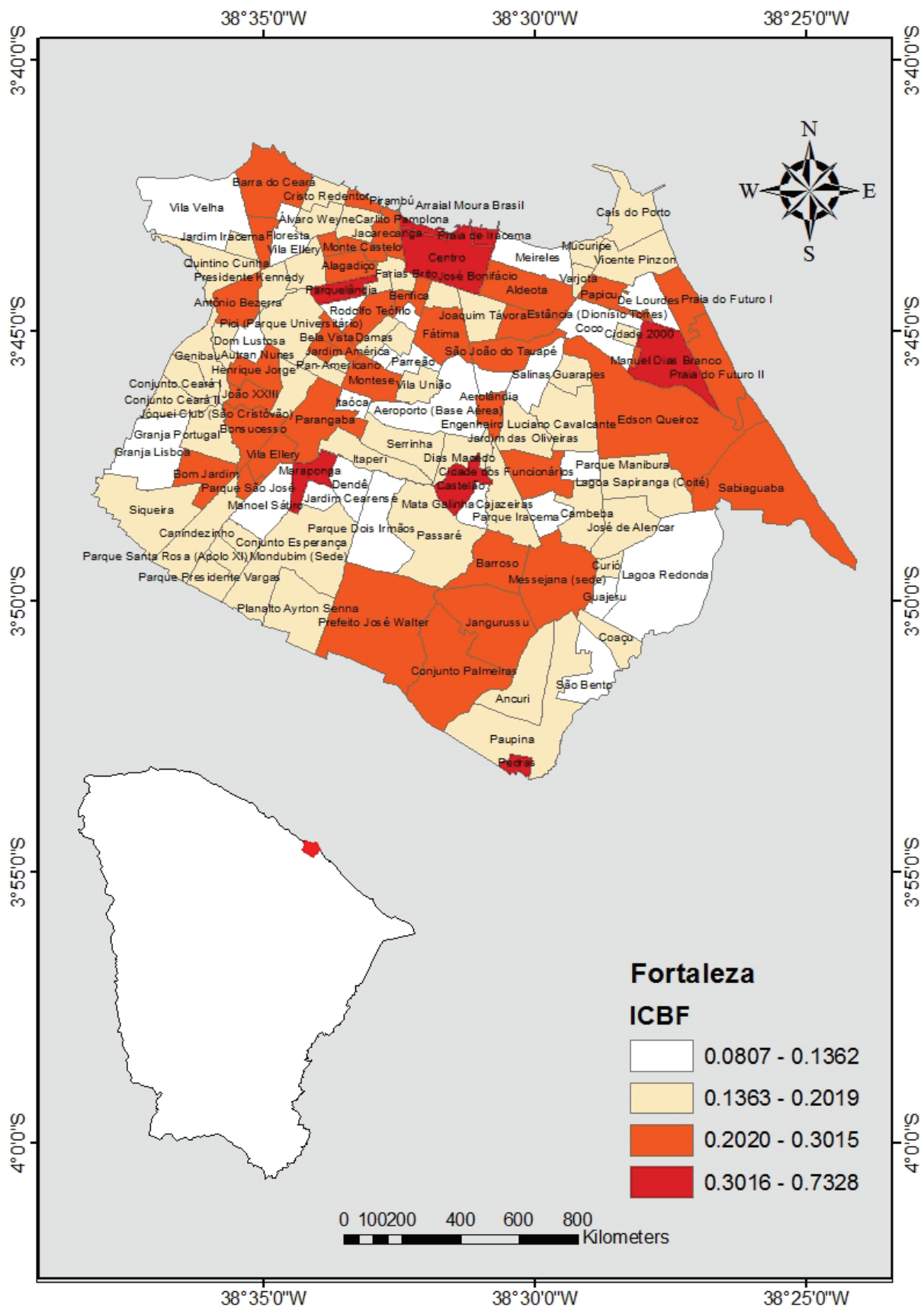


Figura 1b – Mapa com os índices de criminalidade dos bairros de Fortaleza, 2012.

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

ESTUDO DA POBREZA MULTIDIMENSIONAL NO ESTADO DO CEARÁ

Jair Andrade de Araújo¹
Gabriel Sampaio Morais²
Mércia Santos da Cruz³

RESUMO

O presente artigo objetiva analisar a pobreza multidimensional no Estado do Ceará nos anos de 2004, 2006 e 2009, com dados retirados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), tomando como referência a abordagem das necessidades básicas e a Teoria das Capacitações, que define pobreza como um fenômeno multidimensional. Para a consecução do objetivo delineado, aplicou-se a análise de correspondência múltipla (ACM) e determina-se o índice multivariado de pobreza (IMP) de Asselin (2002). Por meio desse, encontram-se os índices de pobreza - FGT(0), FGT(1) e FGT(2) - sob o prisma multidimensional. Esses indicadores também são mensurados de forma unidimensional. Os resultados permitem concluir que a proporção de pobres mensurada unicamente pela insuficiência de renda é inferior ao da análise multidimensional, ou seja, os indicadores multidimensionais não são condizentes com os unidimensionais para os anos do estudo. A abordagem multidimensional, ao considerar diversos indicadores para determinação de ser pobre ou não, parece ser mais realista. A pobreza multidimensional corresponde a 44.5 pontos percentuais da população da região em 2009. A área rural possui elevada proporção de indivíduos pobres e a pobreza multidimensional é mais intensa. Finalmente, destaca-se a necessidade de considerar a pobreza sobre os aspectos multidimensionais para auxiliar na formulação as políticas públicas de combate à pobreza.

Palavras chave: Pobreza Multidimensional; Capacidades; Necessidades Humanas.

ABSTRACT

This paper aims to analyze the multidimensional poverty in the state of Ceará in 2004, 2006 and 2009, with data obtained from from the National Research Sample of Domiciles (PNAD), with reference to the basic needs approach and the Capability Theory, which defines poverty as a multidimensional phenomenon. To achieve the goal outlined, we applied a multiple correspondence analysis (MCA) and determines the multidimensional poverty indicator (IMP) of Asselin (2002). Through this, there are the rates of poverty - FGT (0), FGT (1) and FGT (2) under the press multidimensional. These indicators are also measured in one-dimensional way. The results indicate that the proportion of poor measured only by the lack of income is less than the multidimensional analysis, by the way, multidimensional indicators are not consistent with the one-dimensional for the years of the study. A multidimensional approach to consider several indicators for the determination of being poor or not, seems more

¹ Doutor em Economia e Professor do curso de graduação em Economia da UFC/Sobral. Professor dos Cursos de Economia e Finanças da Universidade Federal da Ceará. E-mail: jairandrade@ufc.br.

² Mestrando em Economia Rural- MAER/Universidade Federal do Ceará-UFC/Campus PICI. mail: gabriel_morais@yahoo.com.br.

³ Doutora em Economia pela Universidade Federal do Ceará Professora do Depto. de Economia da Universidade Federal da Paraíba. Email: mercia_sc@hotmail.com.

realistic. The multidimensional poverty corresponds to 44.5 percentage points of population of the region in 2009. The rural area has a high proportion of poor individuals with multidimensional poverty more intense. Finally, we highlight the need to consider the multidimensional aspects of poverty to help the establishment of public policies to combat poverty.

Keywords: Multidimensional Poverty, Capabilities, Human Needs.
JEL I31, I32.

1. INTRODUÇÃO

A literatura econômica que trata do conceito de pobreza não está ancorada em apenas uma definição e/ou classificação para este fenômeno. No entanto, o referido conceito é tratado, em sua maioria, como associado à privação ou à carência de determinados atributos, sejam eles monetários ou não. Assim, vale salientar que grande parte da literatura econômica que trata do conceito de pobreza o faz baseando-se unicamente na pobreza por renda. Nessa perspectiva, um indivíduo qualquer é definido como pobre quando não atinge um determinado nível de renda pré-estabelecido.

Não obstante, desde meados da década de 1980, a pobreza é apresentada como um fenômeno multidimensional. Nessa abordagem, para definir os pobres de uma determinada população e/ou região, além da análise de informações sobre a renda, consideram-se características sociais, culturais e políticas que influenciam no bem-estar dos indivíduos.

Nesse modo, o pensamento científico da pobreza multidimensional, por meio dos avanços científicos, amplia o entendimento sobre o desenvolvimento socioeconômico, a partir de uma perspectiva humanista (SILVA e NEDER 2010). Inúmeras variáveis subdivididas em diferentes dimensões (moradia, saneamento, renda, educação, trabalho, saúde, demográfico) são essenciais para analisar a multidimensionalidade da pobreza e a adoção dessa perspectiva é vista como uma evolução sobre a ótica unidimensional. Assim, a pobreza tem sido tratada sob a perspectiva multidimensional em diversos estudos. Por exemplo, Silva e Neder (2010) utilizaram dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 1995 a 2006, consideraram diversos indicadores para definirem a proporção de pobres multidimensional e compararam com os unidimensionais (que consideram a renda como único indicador). Concluíram que, ao tratar a pobreza em uma única dimensão, pode-se evidentemente negligenciar a real pobreza, haja vista que esses indicadores não foram condizentes nos anos de estudo para o Nordeste do Brasil.

Em outra pesquisa, Neder (2003) estudou a pobreza multidimensional nas áreas rurais do Brasil em 1995 e 2004. O autor destaca a importância de se mensurar pobreza levando em consideração, além da renda, a habitação, o abastecimento de água, o saneamento básico, a educação e o mercado de trabalho, principalmente nas áreas rurais mais pauperizadas do país.

Diante da importância de abordar a pobreza de forma multidimensional, com a finalidade de auxiliar políticas públicas focadas na sua diminuição e de acelerar o processo de desenvolvimento, este trabalho tem por objetivo principal medir a pobreza multidimensional no estado do Ceará e realizar comparações com a pobreza sob o aspecto unidimensional, nos anos de 2004, 2006 e 2009.

Conforme Neto e Miro (2011), o estado do Ceará, localizado na região Nordeste do Brasil, é reconhecido como uma região pobre e desigual, pois apresenta

elevada proporção de pobres e concentração de renda alta. No entanto, com base nas informações dos anos de 2001 a 2008, verificou-se diminuição da desigualdade.

Seguindo o mesmo direcionamento, Carvalho *et alii* (2010) afirmam que o Ceará reduziu a proporção de pobres entre 2004 e 2008 numa variação superior à redução apresentada pela Nordeste do Brasil. A queda na proporção de pobres no estado foi de 31,5%, enquanto no Nordeste, em sua totalidade, foi de 27,2% no mesmo período.

Ainda conforme Carvalho *et alii* (2010), ocorreu diminuição contínua da pobreza unidimensional no Ceará entre 1992 a 2008. Esses autores realizaram o estudo para a zona urbana e rural do estado e observaram que a diferença entre a proporção de pessoas pobres no estado residentes nessas áreas, em 1992, era de 26,3%. Essa diferença caiu para 25,7% em 2008.

No entanto, quando se trabalha com o tema pobreza especificamente no Ceará, os artigos, tais como os de Carvalho *et alii* (2010), IPECE (2011) e Castelo (2007), concentram os estudos nos índices de pobreza tradicionais unidimensionais – que partem do pressuposto que precisam apenas do nível de renda das famílias e/ou domicílio para definir os pobres da população -, ou seja, não definem a pobreza no âmbito multidimensional.

Loureiro *et alii*, (2009) também tratam a pobreza unidimensionalmente. Eles utilizaram diferentes linhas de pobreza nos cálculos das taxas de pobreza e extrema pobreza no Estado do Ceará e concluíram que a região obteve uma significativa redução de 31,0% na proporção de pobres no período de 2003 a 2008. A proporção de pessoas abaixo da linha de indigência (extrema pobreza) teve decréscimo de aproximadamente 50% entre 2003 e 2008.

Assim sendo, os estudos sobre pobreza cearense costumam privilegiar o enfoque unidimensional monetário. No entanto, segundo Salama e Destremau (1999), ao restringir a pobreza unicamente a um indicador monetário, pode-se incorrer no risco de não estimar a real pobreza. Surge, então, a necessidade de se mensurar a pobreza multidimensionalmente.

Desse modo, dado que, para o estado do Ceará, grande parte dos estudos concentra-se ao estudo da pobreza mensurada apenas por meio da insuficiência de renda, fica a questão de que diversos aspectos sobre o estudo da pobreza no estado não foram totalmente elucidados, sob os aspectos multidimensionais, pois a aplicação de métodos de estimativas de indicadores de pobreza multidimensionais é recente na literatura. Sendo assim, o presente trabalho tem o objeto de analisar o fenômeno pobreza de forma multidimensional e compará-los com a mensuração do ponto de vista unidimensional.

Para analisar a pobreza multidimensional no Ceará, partir-se-á da abordagem das capacitações⁴ e serão determinados os identificadores de pobreza multidimensional por meio do Índice Multivariado de Pobreza (IMP) proposto por Asselin (2002). Especificamente, utiliza-se a técnica multivariada da Análise de Correspondência Múltipla (ACM), que permite calcular o ÍMP. Com base nesse indicador, é possível encontrar a proporção de pobres - FGT(0); intensidade da pobreza- FGT(1) e a severidade da pobreza- FGT(2). No mais, esses indicadores são também determinados de forma unidimensional para compará-los. Realiza-se a decomposição do índice FGT(0) por área censitária e sexo para encontrar o nível de pobreza em cada subgrupo

⁴ A abordagem das capacitações é uma vertente particular do desenvolvimento, segundo a qual a liberdade é um elemento substantivo básico na vida das pessoas. Assim sendo, o combate à pobreza deve ser estabelecido por meio da garantia e do aumento das liberdades individuais. Nesta perspectiva, pobreza é definida como a ausência absoluta de algumas capacitações básicas (SILVA, 2009).

escolhido. Pretende-se responder a seguinte indagação: será que a abordagem multidimensional para a pobreza pode encontrar resultados divergentes da análise unidimensional no estado do Ceará?

Com intuito de responder a esse questionamento, retiram-se dados das PNADs de 2004, 2006 e 2009 e constroem-se indicadores primários, que se baseiam em diferentes indicadores de condições domiciliares; indicadores de abastecimento de água, esgotos, coleta de lixo, energia elétrica; indicador de mercado de trabalho; indicador de educação e de renda.

Espera-se que os resultados da aplicação dessa metodologia possam fundamentar sugestões e formulações de políticas públicas, na medida em que permite mensurar a pobreza da população do estado do Ceará com base nas necessidades básicas e na Teoria das Capacitações.

Para que se possa atingir o objetivo proposto, este artigo, além desta introdução, divide-se em mais cinco seções. A seção 2 aborda a evolução dos conceitos de pobreza, evidenciando a abordagem das capacitações. Na seção 3, tem-se uma breve discussão sobre a área geográfica de estudo. A seção 4 descreve a base de dados utilizada na análise empírica e os procedimentos metodológicos, seguindo Asselin (2002), para construir um indicador sintético de pobreza multidimensional. A seção 5 analisa os resultados obtidos e a última seção apresenta as considerações finais.

2. ABORDAGENS DO CONCEITO DE POBREZA

O objetivo desta seção é apresentar, de forma sucinta, a evolução no conceito de pobreza. Discute-se a abordagem da pobreza monetária absoluta, relativa e subjetiva. Em seguida, apoia-se na Teoria das Necessidades Humanas Básicas e na Teoria das Capacitações para mostrar a pobreza como um fenômeno multidimensional.

2.1 Pobreza monetária: absoluta, relativa e subjetiva

Na abordagem da pobreza monetária absoluta, o número de indigentes e de pobres de uma região é identificado por meio das linhas de indigência e pobreza.

Por sua vez, a linha de indigência é a renda monetária suficiente para adquirir uma cesta de alimentos que contenha quantidade calórica mínima à sobrevivência dos indivíduos. Assim sendo, as pessoas que vivem com uma renda abaixo dessa linha são consideradas indigentes.

Já a linha de pobreza consiste no valor da linha de indigência acrescido de um valor monetário correspondente às despesas básicas de transporte, vestuário e habitação. As pessoas com renda abaixo dessa linha são consideradas pobres⁵.

Conforme Lopes *et alii* (2003), uma vantagem desse tipo de indicador é a facilidade para obter comparações entre diferentes regiões, inclusive internacional. O autor destaca que é importante definir linhas de pobreza e indigência diferenciadas por regiões, devido às diversidades sociais, culturais, políticas e ambientais existentes. Portanto, os valores das linhas variam entre diferentes regiões e devem ser ajustados

⁵ Ressalta-se que não existe um consenso no valor monetário das linhas de indigência e pobreza no Brasil. Encontra-se, na literatura nacional, aqueles que utilizam meio salário mínimo como linha de pobreza e ¼ desse para mensurar os indigentes. Também é comum encontrar os que preferem usar as linhas que se diferenciam por estado do país, determinadas em Rocha (2011).

pelas variações dos preços, de modo a garantir que os valores sejam suficientes para que os mesmos bens sejam adquiridos ao longo do tempo.

Na abordagem da pobreza monetária relativa, os indivíduos considerados pobres são aqueles cuja renda é inferior a 40,0%, 50,0% ou 60,0% da renda mediana ou média da população que habitam. Assim, procura-se identificar as pessoas que estão muito abaixo da renda média da sociedade onde eles residem, ou seja, situa-se os indivíduos dentro da sociedade, identificando aqueles cujo padrão de vida se distancia da mediana. Nesse caso, mudanças nas linhas de pobreza traduzem mudanças no padrão de vida médio da sociedade.

Segundo Santos (2007), a pobreza absoluta é uma medida apropriada aos países pobres. Já o conceito de pobreza relativa é apropriado em países ricos e “define necessidades a serem satisfeitas em função do modo de vida predominante em determinada sociedade, o que resulta incorporar a redução das desigualdades sociais como objetivo de políticas públicas. Página 21”.

Já na abordagem de pobreza monetária subjetiva, a linha de pobreza é definida por meio de questões feitas aos indivíduos de uma determinada região geográfica sobre qual seria a renda mínima suficiente para uma sobrevivência digna. A avaliação feita por cada indivíduo sobre a sua situação é extremamente importante para classificá-lo ou não como pobre. As definições do que seria uma sobrevivência digna seriam pessoais aos entrevistados. Após a compilação dos resultados, determina-se a renda monetária mínima para cálculo das linhas de pobreza. A principal vantagem é contemplar as necessidades básicas de uma determinada população baseada nos hábitos e costumes da época e região do ambiente estudado (FREIRE 2011).

Por fim, destaca-se que tanto nas abordagens monetária absoluta, relativa ou subjetiva de pobreza leva-se em consideração apenas o aspecto da renda, privilegiando o mercado de bens monetários, ou seja, não contemplam os múltiplos aspectos da pobreza e ignoram-se os itens de valor que não são negociados no mercado, como por exemplos, os bens públicos e a qualidade ambiental.

Asselin (2002) destaca que existem dificuldades técnicas na mensuração da renda, principalmente nos países em desenvolvimento, e assim, ao encontrar outras formas de mensuração da pobreza, como o conceito de pobreza multidimensional, depara-se com um indicador de pobreza mais abrangente que a abordagem tradicional. Nesse sentido, a pobreza é considerada mais complexa do que se imagina.

Nesta mesma perspectiva, Ravallion (1996) analisou a limitação das medidas unidimensionais para mensurar a pobreza e questionar o seguinte: “A prática atual de mensurar pobreza deveria ser abandonada em favor de indicadores de não renda?”. Como resposta para tal indagação, o autor sugere que a pobreza pode ser mensurada por quatro conjuntos de variáveis na formulação de um indicador multidimensional de pobreza, a saber: a) medida de pobreza baseada na distribuição do gasto real por indivíduo; b) indicadores de acesso a bens não comercializáveis pelos quais os preços não podem ser atribuídos, como o acesso aos serviços públicos de educação e de saúde; c) indicadores de distribuição dentro dos domicílios, medidas de disparidades de gênero e nível nutricional das crianças; e d) indicadores de certas características pessoais que envolvem restrições na habilidade de escapar da pobreza, como deficiências físicas ou deterioração devido à subnutrição crônica passada.

Portanto, a mensuração de pobreza somente sobre o aspecto unidimensional precisa ser ampliada para uma melhor caracterização desse fenômeno, contribuindo para o entendimento de suas causas e auxiliar na formulação de políticas públicas.

Assim sendo, na seção seguinte, apresenta-se a perspectiva multidimensional, ainda recente na literatura nacional e internacional, mas de extrema importância nos estudos sobre definição pobreza.

2.2 Abordagem das necessidades básicas

A abordagem das necessidades básicas ganhou espaço e alcançou seu auge na década de 1970 e passou a dominar as políticas de desenvolvimento de algumas instituições internacionais. Entretanto, vale salientar que as ideias precursoras desta abordagem já existiam desde a década de 1950, quando surgiu a ideia de que o progresso social poderia ser mais bem alcançado por meio da satisfação das necessidades básicas das pessoas do que por meio do crescimento econômico (CODES, 2008).

De acordo com Rocha (2006), a abordagem de necessidades básicas, significa ir além daquelas de alimentação para incorporar uma gama mais ampla de necessidades humanas, tais como educação, saneamento, habitação. Essa noção de pobreza abrange outros aspectos da vida cotidiana das pessoas, pelo fato de que elas não apenas se alimentam, mas se relacionam, trabalham. Essas outras atividades que compõem a dimensão da vida não necessariamente estão relacionadas ao critério renda ou à condição de alimentação, mas são realizadas normalmente por qualquer indivíduo.

Para a abordagem das necessidades básicas, deve-se considerar o acesso dos indivíduos a determinados bens, pois, sem esses, os “cidadãos” não têm qualidade de vida, por exemplo, o acesso à água potável e à rede de esgoto, bem como à educação que são imprescindíveis para uma vida saudável. Essas necessidades satisfeitas são economicamente benéficas aos indivíduos, pois, aumentam a produtividade (LOPES *et alii*, 2003).

No entanto, sabe-se que os pobres são frequentemente identificados com base nas suas rendas e as linhas de pobreza utilizadas variam bastante. Além disso, existe o entendimento de que mensurar pobreza unidimensionalmente não é um critério suficiente. Assim sendo, ao utilizar o critério de mensurar pobreza unicamente pela renda, deve ser somada também a satisfação dos indivíduos quanto ao acesso à educação, à saúde, à nutrição, ao saneamento, à moradia, à água tratada, entre outros. Desse modo, a multidimensionalidade passa a ser inserida nos estudos da pobreza, sendo a sua contribuição inquestionável.

A seguir tem-se uma breve discussão sobre a abordagem das capacitações que fundamenta a abordagem da pobreza como fenômeno multidimensional.

2.3 Abordagem das capacitações

Conforme Kuklys (2005) apud Silva e Neder (2010), as discussões sobre a teoria das capacitações iniciaram-se na década de 1980. O debate foi instigado por Amartya Sen, que explora uma vertente particular do bem-estar, demonstrando suas vantagens para que os indivíduos realizem valiosas ações ou alcancem adequados estados de existência. Existe, nesta abordagem, a preocupação com a liquidação da pobreza.

Sen (2000) apresenta a discussão sobre pobreza no contexto da justiça social e das reflexões sobre igualdade e desigualdade e assume que a pobreza não pode ser restrita no contexto da renda. Para construir seus argumentos, entende que a desigualdade pode ser vista em termos de realizações dos indivíduos. Ele estuda como

as características pessoais e sociais das pessoas variam de forma complexa, observando-se alterações interpessoais na conversão de recursos e bens primários.

Conforme Sen (2000), o fundamento básico da abordagem das capacitações é avaliar o bem-estar das pessoas de acordo com a liberdade que as mesmas têm de ser e/ou fazer aquilo que elas decidem, baseadas no princípio de justiça. Procura-se avaliar justamente a liberdade de escolha que está umbilicalmente ligada à qualidade de vida. Portanto, é possível captar elementos importantes, a saber: heterogeneidades pessoais, diversidades ambientais, variações no clima social, diferença de perspectivas relativas e distribuições intrafamiliar.

Nessa abordagem, a pobreza é entendida como “privação de capacitações básicas”, em vez apenas da insuficiência de renda ou de acesso insuficiente a recursos. Ainda Conforme Sen (2000), para o estudo da pobreza como “privação de capacitações”, é necessário o entendimento de funcionamentos (*functionings*) e capacitações (*capabilities*).

Entende-se que “funcionamentos” refletem vários acontecimentos ou bens que um indivíduo pode considerar valioso fazer ou ter. Os funcionamentos valorizados podem variar dos elementares, como ser adequadamente nutrido e livre de doenças evitáveis, até atividades ou estados pessoais muito complexos, como poder participar da vida da comunidade e ter respeito próprio (SEN, 2000).

Já a “capacitação” de um indivíduo consiste nas combinações alternativas de funcionamentos cuja realização é factível para ele. Assim, a capacidade é um tipo de liberdade: a liberdade substantiva de realizar combinações alternativas de funcionamentos (ou, menos formalmente expresso, a liberdade para ter estilos de vida diversos). Por exemplo, um indivíduo com condições financeiras que decide jejuar pode ter a mesma realização de funcionamento quanto a comer ou nutrir-se que uma pessoa destituída. Porém, esta é forçada a passar fome, enquanto que a primeira possui um “conjunto capacitário” diferente daquele da segunda, pois, a primeira tem a opção de escolher comer bem e possuir ótima nutrição. Mas esse modo é impossível para a segunda (SEN, 2000).

Alkire (2002) e Laderchiet *alii* (2003) reconhecem a importância de se definirem capacitações básicas para a mensuração e análise da pobreza. No conceito de capacitações, a pobreza é definida como privação ou impossibilidade de se atingir capacitações básicas. Estas são a aptidão em satisfazer importantes funcionamentos até certo nível minimamente adequado.

Sen (1993) afirma que os funcionamentos representam os itens que as pessoas consideram mais importantes em suas vidas. Assim sendo, são vistos como centrais para atingirem o bem-estar, embora as fontes de bem-estar possam ser externas ao indivíduo.

De acordo com Lopes *et alii* (2003), as diferentes fases da pobreza requerem um indicador de abordagem multidimensional e que levem em consideração a situação como o indivíduo percebe sua própria situação. Então, a abordagem das capacitações define pobreza relativamente à capacidade dos indivíduos de exercerem suas liberdades, bem como de fazerem respeitar seus direitos, analisando as diferentes formas de distribuição e acesso aos recursos privados e coletivos.

O autor supracitado destaca que a abordagem de capacitação é mais abrangente que a abordagem das necessidades básicas⁶ ao considerar o acesso do agente

⁶ Necessidades humanas básicas insatisfeitas é outra abordagem não-utilitarista da pobreza. Surgiu antes da vertente das capacitações, parte do pressuposto que o desenvolvimento é uma questão de desenvolvimento humano reunindo necessidades básicas, não sendo, portanto, sinônimo de crescimento econômico (SILVA, 2009).

aos bens públicos em geral, além da possibilidade de os indivíduos exercerem sua cidadania e a representatividade social.

Para Sen (2000), o objetivo principal da ação pública é a expansão das capacitações dos indivíduos para realizar seus “seres” e “fazeres” mais valorados. Portanto, a abordagem da capacitação pode servir de guia para os objetivos a serem seguidos em uma batalha contra a fome e a pobreza desde que os seres e fazeres das pessoas e suas capacitações correspondentes sejam considerados.

No entanto, segundo Mattos e Waquil (2009), do ponto de vista da avaliação, ainda existem debates abertos sobre quais funcionamentos específicos (e capacitações complementares) devem ser considerados na avaliação do bem-estar. Sen (2000) salienta que este exercício valorativo é inescapável e que é salutar, pois abre discussão a respeito de valores e não os deixa escondidos atrás de alguma estrutura implícita.

Em resumo, a pobreza deve ser entendida como privação de capacidade básica. Portanto, um indivíduo submetido a essa condição encontra-se privado de oportunidades básicas para, por exemplo, estar bem nutrido e bem abrigado, ter acesso à educação, gozar de uma boa saúde, entre outras. A análise da pobreza sobre a ótica multidimensional é o que este artigo pretende, ou seja, objetiva operacionalizar a abordagem das capacitações de maneira a estudar a pobreza no estado do Ceará considerando aspectos multidimensionais de privação. A seguir é apresentada a área geográfica de estudo.

3. CARACTERÍSTICAS DA REGIÃO DE ESTUDO

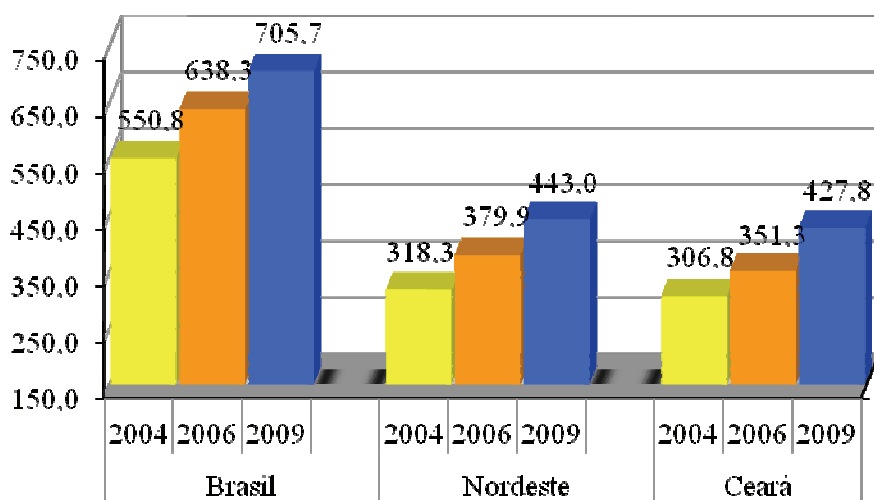
O Estado do Ceará possui como limites ao Norte o Oceano Atlântico, ao Sul o estado de Pernambuco, ao Leste os estados do Rio Grande do Norte e da Paraíba e a Oeste o estado do Piauí, com área de 148.825,6km², correspondendo a 9,58% da Região Nordeste e a 1,75% da área do Brasil. A região apresenta 93% de seu território na região do semiárido nordestino com clima predominantemente Tropical Quente Semi-Árido (IPECE, 2011).

A região possuía 7.430.661 habitantes, em 2000, e passou para 8.448.055 habitantes em 2010. Isto representa crescimento acumulado de 13,69% durante o período. O percentual da população residente na zona urbana foi de 75,09%, sendo de 24,91% na zona rural, em 2010. Em termos absolutos, tem-se, em 2010, um total de 6.343.990 pessoas residindo em áreas urbanas e 2.104.065 em áreas rurais (IPECE, 2011).

Conforme Neto e Miro (2011), os habitantes do estado do Ceará convivem com uma desigualdade de renda elevada, pelo índice de Ginide 2009, o estado possuía a 10^a pior distribuição de renda entre os 27 estados do Brasil. Porém, desde meados do final dos anos 90, ocorreu uma diminuição contínua na desigualdade de renda no Ceará.

Já com relação à renda domiciliar per capita, apesar de apresentar crescimento de aproximadamente 39%, entre 2004-2009, ainda percebe-se grande diferença nos níveis de renda média quando compara-se o Ceará com a Região Nordeste e o Brasil (Gráfico 01).

Gráfico 01: Renda domiciliar *per capita* média



Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados do IPEADATA

Sem dúvida, o crescimento da renda da população cearense contribuiu para a redução da pobreza. Segundo IPECE (2011), a região apresenta redução sensível nos índices tradicionais de pobreza – sob a ótica unidimensional – tanto no hiato de pobreza quanto na intensidade e severidade da pobreza nos últimos anos. Verifica-se melhor na distribuição de renda entre os pobres, à medida que os valores das rendas dessa camada da população se aproximam da linha da pobreza. Assim sendo, o custo para reduzir a pobreza também está se reduzindo na região.

4. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

4.1 Base de dados

Os dados usados neste trabalho foram construídos a partir da PNAD, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), referente aos anos de 2004, 2006 e 2009. Foram selecionadas as informações dos domicílios e dos indivíduos do estado do Ceará e depois realizada a agregação.

O critério adotado para a escolha das variáveis e das dimensões na determinação do IMP está fundamentado na Abordagem das Capacitações e na Abordagem das Necessidades Básicas. Além disso, resolveu-se adotar os mesmos critérios descritos por Lacerda e Neder (2010) para o indicador de Asselin (2002) utilizando diversas PNADs.

Os indicadores primários utilizados para a determinação do IMP baseiam-se em um conjunto de variáveis disponíveis na PNAD. Subdividem-se em seis dimensões:

- Indicador de condições de moradia: material das paredes do domicílio (MPD); material predominante no telhado (MPT); condição de ocupação e posse do domicílio (COPD), iluminação do domicílio (ID) e número de pessoas por domicílio (NPD);
- Indicador de saneamento: esgotamento sanitário (ES), abastecimento de água do domicílio (AAD); destino do lixo domiciliar (DLD) e condição sanitária no domicílio (CSD);

- c) Indicador de educação: proporção de alfabetizados no domicílio (PAD); proporção de criança na escola no domicílio (PCD); anos de estudo médio por domicílio (AED);
- d) Indicador trabalho: proporção de trabalho precário no domicílio (PTP);
- e) Indicador de dimensão demográfica: razão de dependência no domicílio para pessoas entre 14 e 60 anos de idade (RDD);
- f) Indicador de renda: proporção de pobre por renda (definida pelos rendimentos familiar per capita) (IPR).

Depois de determinadas variáveis, é necessário recodificá-las para serem classificadas em ordem decrescente de privação, isto é, quanto menor o valor assumido pela variável, maior é a privação que ela indica. Para que as dimensões fossem computadas com a mesma importância na análise de correspondências, foram estabelecidos pesos⁷ para os indicadores primários de maneira a equiparar as dimensões compostas por muitas variáveis com aquelas representadas por apenas uma.

Por exemplo, a variável “material predominante nas paredes externas” do domicílio com 7 categorias (1,2,3,4,5,6,e 9), sendo que a categoria 1 corresponde a paredes de alvenaria, as categorias de 2 a 6 correspondem a outros tipos de materiais e categoria 9 expressa os “sem declaração”, recodifica-se de forma que as categorias 2 a 6 passam a ter valor 1, a categoria 1 passa a ter o valor 2 e a categoria 9 como “missings”.

Assim sendo, o valor do indicador básico eleva-se (de 1 a 2), passando-se de uma situação de maior para menor precariedade ou privação. A recodificação foi realizada para todas variáveis conforme procedimento detalhado em Lacerda e Neder (2010).

O indicador de renda (pobre por renda), comumente considerada como um indicador exclusivo de pobreza, foi tratado como mais uma variável a compor uma dimensão do IMP. A pobreza por renda foi definida com base nas linhas de pobreza calculadas por Rocha (2011).

O indicador de renda (pobre por renda) utilizado na análise de IMP foi o FGT(0). Esse é definido como $P_0 = q/n$, em que n é total de indivíduos e q é o número de pessoas com renda *per capita* familiar abaixo da linha de pobreza. Caracterizam-se como pobres por renda as famílias que vivem com renda familiar *per capita* insuficiente para satisfazer suas necessidades.

A seguir, detalhar-se-á ACM que permite obter os fatoriais que serão utilizados na determinação dos indicadores multidimensionais de pobreza no estado do Ceará.

4.2 Análise de correspondência

Essa seção descreve a técnica multivariada – análise de correspondência - que será utilizada na apreciação dos dados que permitirão, por sua vez, mensurar os índices de pobreza multidimensionalmente.

Segundo Clausen (1998), a Análise de Correspondência (AC) surgiu em 1935 aplicados em diversos contextos com destaque em Psicologia e Ecologia. Essa técnica foi redescoberta em 1975 na França e teve seu uso expandido a diversas áreas do conhecimento. A AC é conhecida no meio Anglo-Saxão como *optimal scaling*, *reciprocal averaging*, *optimal scoring*, *quantification method* e *homogeneity analysis*. Sua aplicação mais elementar é conhecida como Análise de Correspondência Simples (ACS)

⁷Adota-se os mesmos pesos definidos por Lacerda e Neder (2010).

que é realizada em uma tabela de contingência de dupla entrada. A ACS é similar à análise fatorial, a qual, porém, trata dados contínuos.

Esse método de análise de dados foi posteriormente estendido para o caso de um número maior do que duas variáveis e tornou-se o método muito utilizado em análises com informações qualitativas e/ou categorizados.

A ACM é considerada uma extensão da ACS quando estão envolvidas mais de duas variáveis. A técnica é capaz de incorporar e ordenar grande número de indicadores categóricos, sem prejuízo de sua importância relativa, permitindo a redução da dimensionalidade das entradas. Salienta-se que não exige pressuposições sobre os dados a serem trabalhados: o único requisito necessário é de uma matriz retangular com entradas não negativas, e qualquer dado originalmente quantitativo pode ser transformado em qualitativo (MANGABEIRA, 2002)

Conforme Greenacre (2002), a ACM é realizada com mais de duas variáveis categóricas. Cada variável Z_j possui K_j categorias diferentes e cada m variáveis, Z_j são substituídas por tabulações cruzadas de K_j . Na sequência, são reunidas em uma matriz quadrada binária (matriz de Burt). Essa matriz de dados não perde as informações essenciais da matriz de dados originais.

Em síntese, para realizar a ACM é feito o seguinte: a) as variáveis relevantes para o problema estudado são selecionadas; b) as variáveis contínuas são categorizadas; c) constrói-se uma tabela de frequências correlacionando as categorias das variáveis; d) determina-se a distância qui-quadrada (CORREIA, 2008).

Neste artigo, as distâncias multidimensionais entre as diversas modalidades das variáveis, por meio da distância chi-quadrado, é uma distância Euclidiana ponderada, cujos pesos são o inverso do respectivo perfil médio da categoria. Esta distância é definida, conforme mostra a equação (1):

$$d(i, i') = \sqrt{\sum_j \frac{(a_{ij} - a_{i'j})^2}{a_j}} \quad (1)$$

Onde $d(i, i')$ é a distância qui-quadrada entre os pontos-categoria i e i' ; a_{ij} correspondem aos elementos no perfil-linha i ; a_j são os elementos no perfil-linha médio. Já a inércia total do sistema de pontos é definida como segue:

$$A^2 = \sum_i r_i d_i^2 \quad (2)$$

Em que d_i^2 é a distância qui-quadrada do ponto i ao centro i do sistema de pontos e r_i é a massa (peso) do ponto i .

A inércia de cada fator determina a sua relevância e é importante verificar os *eigenvalues* (autovalores). O número de autovalores é semelhante ao número de dimensões, que, por sua vez, é igual ao valor mínimo entre $I-1$ e $J-1$, onde I e J são os números de categorias nas duas variáveis, no caso de uma ACS, com duas variáveis. Os autovalores representam a importância relativa de cada dimensão, ou seja, cada autovalor calculado é interpretado como a parcela da inércia total explicada por aquela dimensão e à medida que vai se extraindo os fatores (dimensões), estes vão se reduzindo (CLAUSEN, 1998).

Após o cálculo dos autovalores, o próximo passo é a determinação das coordenadas do sistema de pontos-categorias no sistema de eixos que representam as dimensões consideradas na análise. As coordenadas (scores fatoriais) definem as posições dos pontos em relação às dimensões.

Ademais, salientam-se, por meio da ACM, calculam-se as medidas de discriminação das variáveis. Esta medida pode ser interpretada como a variância de uma variável em uma determinada dimensão. Atinge um valor máximo de 1, quando os escores dos objetos (casos) caem em grupos mutuamente exclusivos e todos os escores de objetos em uma categoria da variável são idênticos. Depois de determinada a ACM, o indicador de pobreza multivariado é calculado e detalhado a seguir.

4.3 Indicador Multidimensional de Pobreza

Essa seção descreve o IMP de Asselin (2002) construído a partir dos fatoriais retirados da ACM que permitirá mensurar os índices de pobreza sob a perspectiva multidimensional.

O IMP é um indicador composto por diferentes números com base no conjunto de categorias que representam as diferentes unidades da população. Para determiná-lo, considera-se o perfil da unidade da população dos indicadores primários. Esse é traçado pela média dos pesos das categorias (ASSELIN, 2002).

Os pesos das categorias são os escores normalizados dos diferentes indicadores no eixo fatorial eleito, resultante da análise de correspondências múltiplas. Então, o peso é a média dos escores normalizados por unidade da população pertencente a uma categoria conforme definida na equação (3):

$$W_{jk}^k = \frac{W^{\alpha k}}{\lambda_{\alpha}} \quad (3)$$

Onde $W^{\alpha k}$ é a media dos escores não-normalizados de determinada categoria no eixo^α e λ_{α} . Assim sendo, o indicador composto I_u é calculado por:

$$I_u = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{j_k=1}^{J_k} W_{jk}^k I_{jk}^k}{K} \quad (4)$$

Em que K é o número de indicadores categóricos; J_k é o número de categorias para o indicador k ; W_{jk}^k é o peso da categoria (normalizado do escore do primeiro eixo) e; I_{jk}^k é a variável binária, que possui valor 1 quando a unidade u tem categoria J_k .

Conforme Asselin (2002), apesar de possuir valores negativos, o indicador é transformado em valor positivo usando o valor absoluto médio da categoria de menor peso. Desse modo, tem-se:

$$IMP_{min} = \frac{\sum_{k=1}^K W_{min}^k}{K} \quad (5)$$

W_{min}^k é o peso categórico mínimo de cada indicador primário k e K é o número total de indicadores primários. Como o IMP_i é a média dos pesos das categorias às quais o indivíduo i pertence, logo, IMP_{min} é a média das categorias de menor peso. Este equivale ao menor valor que o IMP poderia assumir no caso de um indivíduo possuir todas as categorias de peso mínimo.

Para a análise multidimensional proposta no artigo, é necessário também calcular a linha de pobreza multidimensional absoluta da seguinte maneira:

$$LP_{abs} = \text{Max}(W_{pov}^k) + \text{abs}(IMP_{min}) \quad (6)$$

Onde: LP_{abs} é a linha de pobreza multidimensional; $[\text{Max}(W_{pov}^k)]$ é a categoria que possui o maior peso e; $\text{abs}(IMP_{min})$ é o valor absoluto do IMP_{min} . Assim, tem-se a

condição necessária e suficiente para o indivíduo ser identificado como pobre, por apresentar privação em um indicador primário (ASSELIN, 2002).

Considera-se, então, a linha de pobreza multidimensional para encontrar os índices de pobreza multidimensional, pois, conforme Asselin(2002), após obtenção dessa linha, os indicadores de pobreza de Foster, Greer e Thobcke (1984) podem ser utilizados em termos de indicador multidimensional. Esses índices são determinados da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \text{FGT}(0) &= \frac{q}{n}, & \text{FGT}(1) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \frac{z-y_i}{z} & e \\ \text{FGT}(2) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k \left(\frac{z-y_i}{z} \right)^2, \end{aligned}$$

Em que q é o número de pobres (pessoas cuja renda per capita domiciliar é menor que a linha de pobreza); n é o número da população; z é a linha de pobreza multidimensional e; y_i é a renda per capita domiciliar da i -ésima pessoa.

Estimam-se esses mesmos índices sob o prima unidimensional. Nesse caso, utiliza-se a linha de pobreza definida em Rocha (2011)⁸, com a finalidade de comparação com os resultados encontrados multidimensionalmente.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Análise de Correspondência Múltipla

Nesta seção, são apresentados os resultados da análise de correspondência que serão utilizados para se calcular os índices de pobreza multidimensionais.

Na análise fatorial de correspondência múltipla (ACM) de 2004 do Estado do Ceará, foram utilizados 3.568.188 casos (pessoas) ativos válidos. A análise foi feita em dois eixos fatorais com uma inércia total de 0,41. O primeiro fator tem uma inércia de 0,232 e é responsável por 56,59% da variabilidade total dos dados. O segundo fator tem inércia de 0,178 e explicou 43,41% dos casos.

Em 2006, obtêm-se 3.698.742 casos ativos. Os resultados da análise mostram que a inércia total foi 0,409, sendo que o primeiro fator com inércia de 0,232 e o segundo 0,177, respondendo, respectivamente, por 56,72% e 43,28% da variabilidade dos casos.

A análise de 2009 utilizou 3.728.623 casos válidos. As duas dimensões deste ano totalizaram inércia de 0,399. O fator 1 explicou 55,64% dos casos com inércia de 0,222 e o segundo fator com poder de explicação de 44,11%, obteve inércia de 0,176⁹.

Na Tabela 01, são apresentadas as medidas de discriminação das variáveis básicas em relação aos fatores extraídos para ACM. Essas medidas são úteis para interpretação dos eixos fatoriais. Verifica-se que as variáveis que mais discriminam em relação ao fator 1, em 2004, são: pobreza por renda (0,548), anos de estudo (0,422), razão de dependência (0,375), abastecimento de água (0,204), proporção de alfabetizados (0,203), condição sanitária (0,182), coleta de lixo (0,176), proporção de

⁸ Nesse artigo utiliza-se como linhas de pobreza nas áreas metropolitanas, urbana e rural, para os anos de 2004, 2006 e 2009 as definidas em Rocha (2011), a saber: para o ano de 2004, os valores observados nas áreas metropolitanas, urbana e rural foram de R\$ 140.35; R\$122.62 e R\$73.96. Já para o ano de 2006 – na mesma ordem – os valores foram de R\$ 150.79; R\$ 133.82; e R\$ 80.72. Por fim, para o ano de 2009 os resultados foram de R\$ 177.73; R\$159 e R\$96.22. Maiores detalhes, consultar Rocha (2011).

⁹ Ressalta-se que, para realizar a ACM, utiliza-se o peso das pessoas, existente nas PNADs, na ponderação dos dados nos anos de 2004, 2006 e 2009.

crianças na escola (0,090), material da parede (0,091), esquadro (0,079), número de pessoas do domicílio (0,052), condição de ocupação do domicílio (0,030), material do telhado (0,003). Portanto, esse eixo representa mais adequação às condições de saneamento dos domicílios e às condições de educação. Já o fator 2 representa fortemente as condições do mercado de trabalho com a variável proporção de trabalho precário com valor de 0,961 e iluminação do domicílio (0,064). Para os anos de 2006 e 2009, o fator 1 também discrimina o maior número de variáveis.

Esses resultados corroboram com Silva (2009) que, ao utilizar ACM com as mesmas variáveis aqui trabalhadas para o Nordeste do Brasil, nos anos de 1995 a 2006, com informações das PNADs, encontrou que o primeiro fator representou mais adequadamente as condições domiciliares. Destaca também que o segundo fator representou condições de trabalho, discriminando fortemente o indicador de trabalho precário.

Com a ACM, é possível observar as correspondências existentes entre as categorias dos indicadores primários. Essas correspondências são visualizadas por meio da representação gráfica das coordenadas do sistema de pontos-categorias. Essas coordenadas definem as posições dos pontos em relação às dimensões (gráfico 02).

Tabela 01: Medidas de discriminação

Variável	Peso	2004		2006		2009	
		Fator		Fator		Fator	
		1	2	1	2	1	2
MPD	12	0,091	0,016	0,074	0,017	0,054	0,003
MPT	12	0,003	0,000	0,006	0,001	0,001	0,000
ES	15	0,079	0,013	0,075	0,007	0,068	0,002
DLD	15	0,176	0,076	0,135	0,063	0,122	0,037
ID	12	0,060	0,064	0,037	0,041	0,031	0,008
IPR	60	0,548	0,004	0,559	0,000	0,530	0,004
COPD	12	0,030	0,002	0,026	0,003	0,013	0,007
AAD	15	0,204	0,057	0,174	0,045	0,133	0,017
CSD	15	0,182	0,090	0,142	0,056	0,120	0,023
AED	20	0,422	0,040	0,394	0,042	0,362	0,049
PAD	20	0,203	0,004	0,199	0,001	0,160	0,000
PCD	20	0,090	0,000	0,080	0,001	0,067	0,001
PTP	60	0,023	0,961	0,040	0,955	0,096	0,800
RDD	60	0,375	0,013	0,396	0,034	0,372	0,213
NPD	12	0,052	0,002	0,063	0,000	0,048	0,002
Total Ativo	12	83,53	64,10	83,54	63,54	80,03	63,48

Fonte: Elaboração pelo autor com base nos dados das PNADs.

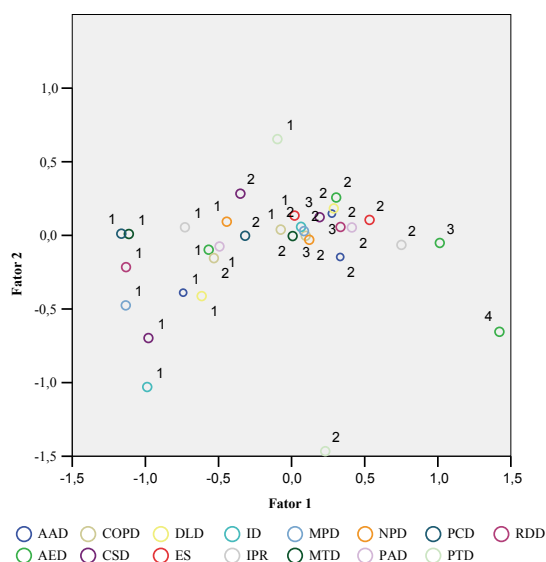
No gráfico 02, têm-se as coordenadas das categorias referentes aos dados de 2004. Verifica-se que as coordenadas dos centróides das categorias referentes à situação de maior privação possuem valores negativos ou assumiram valores menores para o fator 1. Por outro lado, as coordenadas das categorias referentes às situações mais adequadas obtiveram valores positivos, ou maiores. Portanto, o eixo do fator 1 vai de valores que representam maior pobreza multidimensional (valores negativos) para valores com menor situação de pobreza (valores positivos) e que há consistência

ordenada do primeiro eixo para todos os indicadores primários. Os resultados dos gráficos para 2006 e 2009 não apresentaram diferenças¹⁰.

Ademais, verifica-se que a variável “número de anos de estudo médio” por domicílio na categoria 4 (menor privação) encontram-se distante das demais, constituindo-se em *outliers*. Isso também foi verificado em 2006 e 2009.

Em suma, o fator 1 apresenta a consistência de ordenamento definida em Asselin (2002), isto é, permite que, entre todas as variáveis incluídas na análise, exista consistência quanto ao sentido apresentado pelas coordenadas de suas categorias, ou seja, de maior para menor privação. Portanto, permite que o axioma da monotonicidade seja satisfeito, de forma que, quando uma unidade *i* da população melhore sua situação para um dado indicador primário, o seu indicador multidimensional de pobreza também melhore. Se o indicador primário *k* selecionado para compor o IMP não obedece a essa propriedade, ele não pode ser incluído na ACM.

Gráfico 02: Diagrama de pontos-categoria (2004)



Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da ACM.

Finalmente, para ser utilizada na análise sobre a pobreza multidimensional, escolheu-se o fator 1, pois possui valor de medida de discriminação elevado para quase todas as variáveis básicas (Tabela 01) e é responsável por elevado percentual de explicação da inércia total dos dados de 2004, 2006 e 2009. Assim sendo, é nos escores fatoriais obtidos nessa dimensão que se fundamenta a análise sobre a pobreza multidimensional apresentada a seguir.

5.2 Indicadores de pobreza no Ceará

Nesta seção, são apresentados os resultados dos índices de pobreza multidimensional e unidimensional para o Estado do Ceará em 2004, 2006 e 2009. Conforme já definido, a pobreza multidimensional é definida como a insatisfação das necessidades humanas básicas que priva o indivíduo de desenvolver e expandir as suas

¹⁰ Os gráficos apresentando os resultados para os anos 2006 e 2009 não estão no corpo do texto em virtude do fato de apresentarem características bastante similares aos resultados encontrados para o ano de 2004, apenas para conferência, os gráficos para os anos 2006 e 2009 seguem no anexo.

capacitações. Compara-se com os mesmos indicadores mensurados sobre o prisma unidimensional, que tem a renda como a principal variável na definição de pobreza.

A pobreza multidimensional foi determinada com base no indicador composto multidimensional de pobreza (IMP) sugerido por Asselin (2002). Neste artigo, o índice é composto por 15 indicadores primários k , separados por seis dimensões, a saber: moradia (5 indicadores primários); saneamento (4 indicadores primários); educação (3 indicadores primários); trabalho, renda e demografia (com 1 indicador primário cada). Portanto, têm-se 15 indicadores primários que totalizam 35 categorias. Como já informado, esses indicadores foram extraídos dos microdados da PNADs dos anos de 2004, 2006 e 2009.

Para determinar os índices de pobreza multivariado, utiliza-se a fórmula dos índices FGT(0), FGT(1) e FGT(2). A linha de pobreza foi calculada pelos seguintes passos: a) define-se uma categoria de referência, para cada um dos indicadores primários, que se constitui na sua linha de pobreza; b) entre estas categorias, escolhe-se aquela de maior peso, que representa o maior valor entre as linhas de pobreza de cada indicador k ; c) ao valor máximo, é somando o IMP_{MIN} e o valor de z resultante dessa adição é linha de pobreza absoluta¹¹.

A Tabela 02 mostra os índices FGT(0), FGT(1) e FGT(2) sob as duas abordagens. Nas colunas 2, 4 e 6, têm-se os índices mensurados de forma multidimensional. Nas restantes, têm-se os indicadores sob o aspecto unidimensional.

De forma geral, a proporção de pessoas abaixo da linha de pobreza diminuiu de forma contínua, ao longo do período, sob as duas óticas de análise em todas as áreas. Entretanto, observa-se que a proporção de pobres por renda diminuiu mais intensamente do que a proporção de pobres encontrada pela análise multidimensional.

Os resultados mostram que a pobreza no estado do Ceará, sob o prisma multidimensional, atingiu 44,5% da população, em 2009, com redução de 7,5 pontos percentuais em relação a 2004. Enquanto que a pobreza unidimensional, nesse mesmo período, passou 51,37% para 33,72% com redução de 17,65%. Esses resultados corroboram com Silva (2009), a autora mensurou a proporção de pobres multidimensional para os estados do Nordeste, e obteve que, no Ceará, esse índice era de aproximadamente 48,0% em 2006. Portanto, o estado possui uma elevada quantidade de pessoas pobres, mensurada sobre a ótica multidimensional.

Resultados semelhantes também foram encontrados por Lacerda e Neder (2010) ao fazerem a decomposição da pobreza multidimensional por área urbana e rural na Bahia. Segundo eles, uma das principais justificativas da discrepância entre urbano rural seria o fato dos ganhos de renda real terem superado os ganhos em termos de atendimento das necessidades básicas e de alcance dos *functionings* contemplados pelo IMP durante os últimos anos, beneficiando a população com menor renda no país. Assim, quando se determina a proporção de pobres pela perspectiva unidimensional, encontra-se uma diminuição mais intensa.

Os dados do índice FGT(0) demonstram que a zona urbana apresenta taxas de pobreza superiores à região metropolitana, mas em magnitude consideravelmente inferior à zona rural. Percebe-se que existe uma grande diferença entre elas quanto ao percentual de pobres tanto no aspecto multidimensional quanto ao unidimensional.

Os resultados da proporção de pobres FGT(0) confirmam as divergências entre os indicadores unidimensionais e multidimensionais, sendo que estes ultrapassam os primeiros sobre todas as áreas e anos do estudo. Sem dúvida, esse fato está de conformidade com o principal argumento da abordagem das capacitações, isto é, a

¹¹ Mais detalhada em Asselin (2002).

pobreza é muito complexa para ser reduzida a uma única dimensão e, portanto, as políticas de combate devem ser articuladas e voltadas para esta complexidade.

É importante destacar que a pobreza multidimensional mostra-se bastante elevada na área rural, quando comparada à análise unidimensional, com diminuição de aproximadamente 7,7 pontos percentuais entre os anos de 2004 e 2009. Os resultados permitem concluir que as políticas públicas que tenham o objetivo de combate à pobreza devem atender principalmente às áreas rurais (setor com elevada carência das necessidades básica e maior números de pobres).

A abordagem multidimensional apresenta resultados diferentes daquelas encontradas de forma unidimensional, principalmente na área rural. Uma possível explicação seria pelo motivo que essa área ainda possui muitas carências de necessidades básicas, água, esgoto, energia, entre outras. Assim sendo, ao se mensurar a pobreza unicamente pela renda como fator determinante de ser pobre ou não, sem levar em consideração outros indicadores da abordagem multidimensional, encontram-se proporções de pobres diferentes das mensuradas de forma multidimensional.

Ressalta-se que ocorreu diminuição contínua da pobreza no Ceará com relação às duas óticas mensuradas, talvez seja pelo fato do aumento dos gastos sociais na região e/ou aumento real do salário mínimo, entre outros fatores macroeconômicos. Os motivos que levaram à queda na proporção de pobres não é objeto de análise neste artigo. No entanto, é um tema de pesquisa futura que deve ser explorada.

Conforme Lacerda (2011), o FGT(1), tratando-se da análise multidimensional, é o hiato médio entre o valor do IMP dos indivíduos pobres (IMPp) e o valor da linha de pobreza multidimensional (z) e que quanto mais próximo de 0 for esse valor, menor é a distância média entre o IMPp e z (LACERDA, 2011).

Os resultados do hiato da pobreza reduzem-se continuamente em todas as áreas determinadas sobre as abordagens multidimensional e unidimensional em todos os anos. Ressalta-se que esse indicador unidimensionalmente é maior do que o mensurado entre o IMPp e a linha de pobreza multidimensional em todas as áreas nos três anos, exceto na zona rural, na qual essa situação é invertida (ver Tabela 03).

Em outras palavras, na área rural, o valor do hiato da pobreza multidimensional supera ao determinado pela ótica unidimensional. Portanto, além de possuir elevada proporção de indivíduos pobres, essa zona também apresenta a pobreza multidimensional mais intensa. Vale ressaltar que, foi exatamente na área supracitada que ocorreu a maior queda desse indicador. Observa-se que passou de 24,2, em 2004, para 19,7, em 2009, com decréscimo de 4,5 pontos percentuais.

Tabela 02: Índices FGT(0), FGT(1) e FGT(2), por abordagem de análise da pobreza, no Ceará – 2004, 2006 e 2009.

Área	FGT(0)		FGT(1)		FGT(2)	
	Multidi	Unidi.	Multi.	Unidi.	Multi.	Unidi.
Ceará						
2004	52,0	51,37	14,3	23,29	6,3	14,24
2006	49,1	42,34	14,0	18,97	6,4	11,64
2009	44,5	33,72	12,7	14,53	5,2	8,85
Metropolitana						
2004	40,4	48,90	9,0	21,80	3,6	13,55
2006	37,7	37,76	9,0	15,94	3,6	9,88
2009	33,6	29,59	8,5	12,21	3,2	7,57
Urbana						
2004	54,6	53,96	14,1	25,68	5,6	15,94
2006	53,7	46,30	15,3	21,36	6,5	13,18
2009	47,2	37,35	13,3	16,89	5,2	10,56
Rural						
2004	68,9	51,69	24,2	22,14	12,1	12,76
2006	62,9	44,41	22,7	20,74	11,5	12,44
2009	61,2	35,49	19,7	14,98	9,3	8,38

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados das PNADs.

O indicador FGT (2) é conhecido como índice de severidade da pobreza, pois, dá maior importância para a situação dos mais pobres entre os pobres, e é sensível à distribuição de renda entre os pobres, uma vez que é obtido quando se eleva ao quadrado o indicador de intensidade da pobreza.

Os valores desse índice obtidos de forma multidimensional são inferiores àqueles encontrados pelo critério de renda em todas as áreas estudadas nos diferentes anos, exceto na área rural em 2009. Assim sendo, pode-se dizer que existe uma situação mais desigual e severa entre os indivíduos considerados pobres pelo critério unidimensional.

De forma geral, pelas informações apresentadas na última coluna da Tabela 03, observa-se que o nível de renda médio dos pobres está mais próximo da linha de pobreza unidimensional. Esse fato pode ser explicado pelos seguintes motivos: aumento da renda no meio rural, por meio do recebimento de recursos dos programas federais de distribuição de renda; crescimento dos indivíduos que recebem aposentadorias rurais e elevação da renda do trabalho que juntamente com o crescimento real do salário mínimo estariam contribuindo para diminuição da pobreza. Esses resultados corroboram com Lacerda e Neder (2010).

Ademais, observa-se uma diminuição da severidade da pobreza multidimensional em todas as áreas, entre todos os anos, exceto, na região urbana, que ocorreu um aumento de 0,9 pontos percentuais entre 2004 e 2006.

Em geral, além da diminuição da proporção de pobres, já mostrada anteriormente, verificam-se melhorias na distribuição de renda entre os pobres, à medida que os valores das rendas dessa camada da população estão se aproximando da linha da pobreza unidimensional utilizada, ou seja, pode-se dizer que o custo para reduzir a pobreza está se reduzindo.

Observa-se que ocorreu queda na severidade da pobreza ao longo do período 2004, 2006 e 2009. Assim sendo, pode-se afirmar que o volume de gastos necessários para eliminar a pobreza está decrescendo a cada ano que passa no Ceará. Vale ressaltar que a severidade da pobreza multidimensional supera aos mensurados unidimensionalmente, portanto, os gastos necessários para acabar com a pobreza sob a perspectiva multidimensional são superiores àqueles necessários para banir os pobres por renda.

Assim, percebe-se que, no estado do Ceará, a pobreza multidimensional envolve diversos fatores, além da renda, tais como: condição de habitação, anos de estudo, esgoto, saneamento, água, iluminação, entre outros. Desse modo, os governos terão de aumentar os esforços para elevar a disponibilidade desses recursos com a finalidade de propiciar melhorias na qualidade de vida das pessoas e conseqüentemente diminuir a pobreza multidimensional.

No mais, os resultados mostram que a pobreza no referido estado vem diminuindo de forma contínua, medida sob as duas óticas. No entanto, a área rural é extremamente pobre, sob qualquer uma das abordagens. A pobreza multidimensional nessa região é bastante elevada e superior aos índices de unidimensionais. Sem dúvidas, os governantes devem levar isso em consideração ao formularem políticas públicas de combate à pobreza.

As informações das PNADs permitiram ainda que fosse realizada decomposição dos índices por área censitária e por sexo, para encontrar os níveis de pobreza, participação e risco dos subgrupos.

A Tabela 03 mostra os resultados empíricos da decomposição para o índice FGT(0) multidimensional. Observa-se que a pobreza multidimensional era mais severa entre os residentes nos municípios não autorrepresentativo (áreas menos populosas).

Esses municípios apresentam a maior participação no FGT(0) e maiores riscos de pobreza do que aqueles moradores em locais definidos como representativos. Portanto, a pobreza está mais concentrada em municípios menores que geralmente possuem infraestrutura precária e baixo desenvolvimento econômico.

Tabela 03: Decomposição do Índice FGT(0) multidimensional, por área censitária e sexo no estado do Ceará – 2004, 2006 e 2009.

Subgrupos	FGT(0) do subgrupo (a)			Participação no FGT(0) total do grupo (b)			Risco de Pobreza do subgrupo (a/b)		
	2004	2006	2009	2004	2006	2009	2004	2006	2009
Área Censitária									
Autorepresentativos	43,3	45,5	33,5	4,4	5,1	4,9	0,84	0,92	0,84
Não-autorrepresentativos	61,6	58,4	37,5	63,6	62,9	63,5	1,18	1,19	1,21
Sexo									
Masculino	52,0	49,2	43,6	0,48	0,48	0,47	1,00	1,00	0,98
Feminino	51,4	48,9	45,2	0,51	0,51	0,52	0,99	0,99	1,01

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados das PNADs.

Nota: A PNAD possui uma amostra estratificada em três estratos. O primeiro são os municípios pertencentes às regiões metropolitanas e o segundo contém os municípios denominados autorrepresentativos, (de maior porte). Esses dois estratos são necessariamente incluídos na amostra com probabilidade igual a 1. Já o terceiro são os municípios não- autorrepresentativos (menor porte) que têm uma probabilidade menor de inclusão.

Quanto à decomposição por sexo (Tabela 03), não existe diferenças intensas entre homens e mulheres quanto aos indicadores de pobreza multidimensional. Mesmo assim, a proporção de pessoas do sexo masculino pobres, sob a prima multidimensional, é maior do que as do sexo feminino em 2004 e 2006. Esse comportamento se inverteu em 2009. Quanto à participação no total do grupo e o risco de pobreza, não foram observadas oscilações significativas.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo, analisou-se a pobreza multidimensional e unidimensional no Ceará, para os anos de 2004, 2006 e 2009. Para tanto, utilizou o arcabouço teórico da abordagem da Teoria das Capacitações, no qual a pobreza não está restrita à insuficiência de renda, ou seja, incluem-se outros tipos de privações da vida dos indivíduos para definir ser pobre ou não. Assim, foram utilizados diversos indicadores com diferentes dimensões para o estudo da pobreza.

Em relação à proporção de pobres, verifica-se que ocorreu uma diminuição contínua ao longo do período, sob as abordagens multidimensional e unidimensional em todas as áreas analisadas no estado do Ceará. Ao comparar os resultados dessa proporção entre essas duas perspectivas, conclui-se que aquela medida sob o prisma multidimensional é superior à mensurada unidimensionalmente, e ainda, a zona rural é a área que apresenta a maior discrepância.

Inferimos que essas diferenças entre esses indicadores justificam-se em virtude do fato da pobreza – mensurada exclusivamente pela renda – não permitir captar a existência de outras dimensões, tais como: saneamento, educação, coleta de lixo, entre outras, principalmente na área rural, onde a carência desses serviços é mais acentuada. Assim sendo, quando essas dimensões são consideradas na análise multidimensional, encontram-se proporções de pobres superiores às proporções unidimensionais.

Ressalta-se que, independente da abordagem ser multidimensional ou unidimensional, a proporção de pobres, a intensidade e a severidade da pobreza da zona rural são superiores aos da zona urbana e metropolitana em 2004, 2006 e 2009, ou seja, é exatamente na área rural que a pobreza é mais intensa e severa.

Uma possível explicação seria pelo motivo de que a área rural ainda possui muitas carências de necessidades básicas. Assim ao se mensurar a pobreza unicamente pela renda com fator determinante de ser pobre ou não, sem levar em consideração outras variáveis, encontram-se proporções de pobres, intensidades e severidades da pobreza não realistas e com diferenças significativas com as encontradas de forma multidimensional. Sem dúvida, a pobreza é muito complexa para ser mensurada unicamente pela renda, portanto, as políticas de combate devem ser voltadas para a complexidade desse fenômeno multidimensional.

Assim sendo, é imprescindível a orientação e formulação de políticas públicas para redução da pobreza com enfoque nas necessidades básicas, elemento que pode ser visto de extrema importância para o aumento de produtividade e do crescimento.

Já o indicador hiato médio da pobreza mensurado pela abordagem multidimensional na zona rural é superior ao da abordagem unidimensional em todos os anos. Além de possuir elevada proporção de indivíduos pobres, a pobreza multidimensional é mais intensa nessa área. Uma possível explicação seria porque essa região é mais carente por fatores não-renda do que outras áreas analisadas. No entanto, foi na área rural que ocorreu a maior queda desse indicador do ponto de vista multidimensional, passando de 24,2, em 2004, para 19,7, em 2009, com decréscimo de 4,5 pontos percentuais.

Com relação à severidade da pobreza, verifica-se que esse indicador caiu continuamente em todos os anos nas duas abordagens, exceto, na área urbana, que ocorreu uma elevação de 0.9 pontos percentuais, entre 2004 e 2006, determinados multidimensionalmente. Ainda assim, o indicador mostra uma situação desigual e severa entre as pessoas pobres independente da abordagem analisada.

Por fim, pode-se dizer que a pobreza é um fenômeno complexo, intenso e multidimensional e o indicador proposto por Asselin (2002), aplicado às condições da base de dados do Estado do Ceará, é um avanço, porque abrange dimensões essenciais para caracterizar a condição de pobreza que vai além da abordagem monetária.

Para a elaboração de futuras pesquisas, sugere-se fazer uma investigação dos principais determinantes que estão contribuindo para a queda nos índices de pobreza no estado do Ceará sobre a abordagem multidimensional e unidimensional. As futuras análises devem considerar, entre outros fatores, os programas de transferências de renda; a renda do trabalho e; as aposentadorias rurais.

REFERÊNCIAS

ALKIRE, S. **Dimensions of Human Development**. World Development Vol. 30, No. 2, pp. 181–205, Elsevier Science Ltd: Washington, 2002.

ASSELIN, L.M. **Composite Indicator of Multidimensional Poverty**. Multidimensional Poverty. Québec: Institut de Mathématique Gauss, 2002. Disponível em: <<http://www.pep-net.org/NEW-PEP/Group/PMMA/pmma-train/files/Multi-Dim-Pov-Doc%201.pdf>>. Acesso em: 15 jan. 2012.

CARVALHO, E.B.S.; COSTA, L.O.; IRFFI, G.D.; ARAUJO, J.A.; SILVA, V.H.M. **Objetivos do desenvolvimento do milênio. Relatório do Estado do Ceará.** Fortaleza: IPECE, 2010.

CASTELO, E.J. M. **O crescimento econômico e o direcionamento pró-pobres: uma análise das curvas de incidência de crescimento para os Estados do Nordeste do Brasil no período de 1995 a 2005.** 2007. 54f. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, 2007.

CLAUSEN, S.E. **Applied Correspondence Analysis: an introduction.** Thousand Oaks, Califórnia: Sage Publications, 1998. Serie Quantitative Applications in the Social Sciences, n 07-121.

CORREIA, M. T. F. **Análise de correspondência múltipla na investigação de fatores de risco para hipertensão arterial de uma população de baixa renda.** 2008. 81 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Biomédica) – COPPER, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2008.

CODES, A.L. M. **A Trajetória do Pensamento Científico sobre Pobreza: em direção a uma visão complexa.** Texto para Discussão. Rio de Janeiro: IPEA, n.1332, abr. 2008. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td_1332.pdf>. Acesso em: 05 jan. 2012.

FREIRE, L. C. **Pobreza Multidimensional: Uma aplicação às unidades federativas brasileiras.** 2011. 72f. Monografia (Bacharel em Economia), Universidade Federal Fluminense, Niteroi, 2011.

FOSTER, J. E., GREER, J.; THORBECKE, E. A Class of Decomposable Poverty Indices, **Econometrica** 52, pp.761-766, 1984.

GREENACRE, M. **Correspondence analysis in medical research**, Statistical Methods in Medical Research, n.1, pp. 97-117. 1992.

IPECE. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. **Indicadores sociais do Ceará 2009.** Fortaleza: IPECE, 2010.

LACERDA, F.C.C; NEDER, H.D. Pobreza multidimensional na Bahia: uma análise fundamentada no Indicador Multidimensional de Pobreza. **Revista Desenhahia**, Salvador, v. 7, n. 13, p. 33-70, 2010.

LACERDA, F.C.C. Aspectos multidimensionais da pobreza rural na Bahia: análise comparativa – 2002/2006/2009. **Revista Desenhahia**, Salvador, v. 2, n. 15, p. 163-191, 2011.

LADERCHI, C. R.; SAITH, R.; STEWART, F. **Does it matter that we don't agree on the definition of poverty?** A comparison of four approaches. QEH Working Paper Series – QEHWPS107. University of Oxford, 2003.

LOPES, H.M.; MACEDO, P.B.R.; MACHADO, A. F. **Indicador de pobreza: aplicação de uma abordagem multidimensional ao caso brasileiro.** Texto para Discussão. 223, 15p. – CEDEPLAR/UFMG. Belo Horizonte. 2003.

LOUREIRO, A.O.F.; SULIANO, D.C.; OLIVEIRA, J.L.O. Uma análise da pobreza no Ceará com base em diferentes linhas de mensuração. In: Economia do Ceará em Debate, 2009, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: IPECE, 2009.

MANGABEIRA, J.A.C. **Tipificação de produtores rurais apoiada em imagens de alta resolução espacial, geoprocessamento e estatística multivariada: uma proposta Metodológica.** UNICAMP, São Paulo. 2002. <http://www.tipifica.cnpm.embrapa.br/index.php>>. Acesso em: 10/01/12.

MATTOS, J.E.; WAQUIL, P. D. **Pobreza rural no Brasil: Diferentes abordagens geram resultados diferentes?** Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre. 2009. <<http://www.sober.org.br/palestra/5/273.pdf>. Acesso em: 18/01/12.

NETO, V.P.; MIRO, V.H. **Produção e reprodução de desigualdades no mercado de trabalho cearense: uma análise de decomposição para o período 2001-2008.** TextoparaDiscussão n. 99, 25p – IPECE. Fortaleza. 2011.

RAVALLION, M. **Issues in measuring and modeling poverty.** Policy Research Working Paper, nº 1615, The World Bank, Washington, D.C., 1996.

ROCHA, S. **Linhas de pobreza 1985-2009.** 2011. Disponível em: <http://www.iets.org.br/article.php3?id_article=915>. Acesso em: 15fev. 2012.

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

SANTOS, L. M. **Pobreza como privação de liberdade: Um estudo de caso na favela do Vidigal no Rio de Janeiro.** 2007. 191f. Dissertação (Mestrado em Economia) – PPGE, Universidade Federal Fluminense, Rio de Janeiro, 2007.

SEN, A. **Capability and well-being.** In: NUSSBAUM, Martha e SEN, Amartya (Eds.), The quality of life. Oxford: Clarendon Press, 1993.

SEN, A. **Desigualdade reexaminada.** Tradução Ricardo Doninelli Mendes. Rio de Janeiro: Record, 2001.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade.** São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

SILVA, M.; BARROS, R.P. Pobreza Multidimensional no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ECONOMIA, XXXVI, 2006. Bahia. **Anais...**, Salvador: ANPEC, 2006.

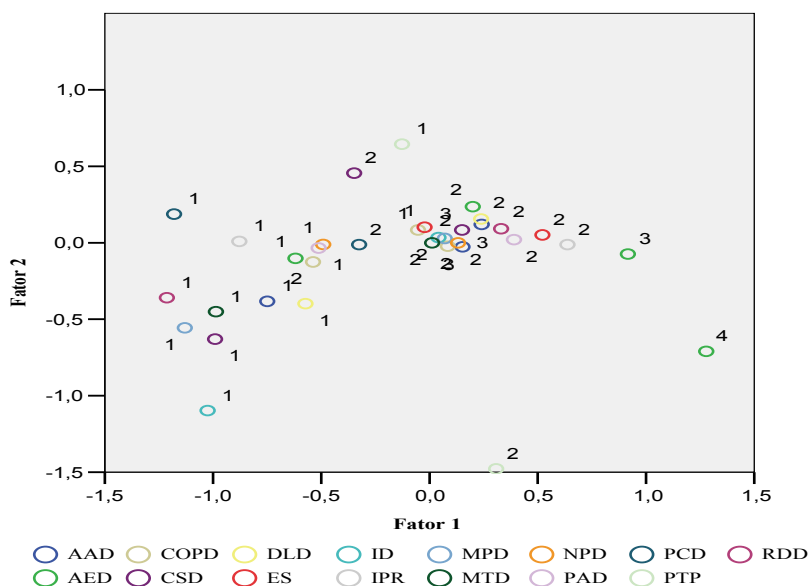
SILVA, **Um estudo sobre pobreza multidimensional na região nordeste do Brasil.** Uberlândia. 2009. 193f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2009.

SILVA, A. M. R. ; NEDER, H. D. **Abordagem das capacitações: um estudo empírico sobre pobreza multidimensional no Brasil.** In: III Conferência Latino Americana e Caribenha sobre Abordagem das Capacitações e Desenvolvimento Humano, 2010, Porto Alegre. III Conferência Latino Americana e Caribenha sobre Abordagem das Capacitações e Desenvolvimento Humano, 2010. Disponível em: <<http://www.pucrs.br/eventos/alcadeca/download/abordagem-das-capacitacoes-um-estudo-empirico-sobre-pobreza.pdf>>. Acesso em: 18 jan. 2012.

STEWART, F. **Basic Needs Approach.** In: CLARK, David (org.). The Elgar Companion to Development Studies. Cheltenham, UK: Edward Elgar Pressing, 2006. cap. 5. Disponível em: <<http://books.google.com.br/books?id=kUerTqCKydAC&printsec=frontcover&dq=Elgar+companin+to+development+studies#PPA14,M1>>. Acesso em: 10 fev. 2012.

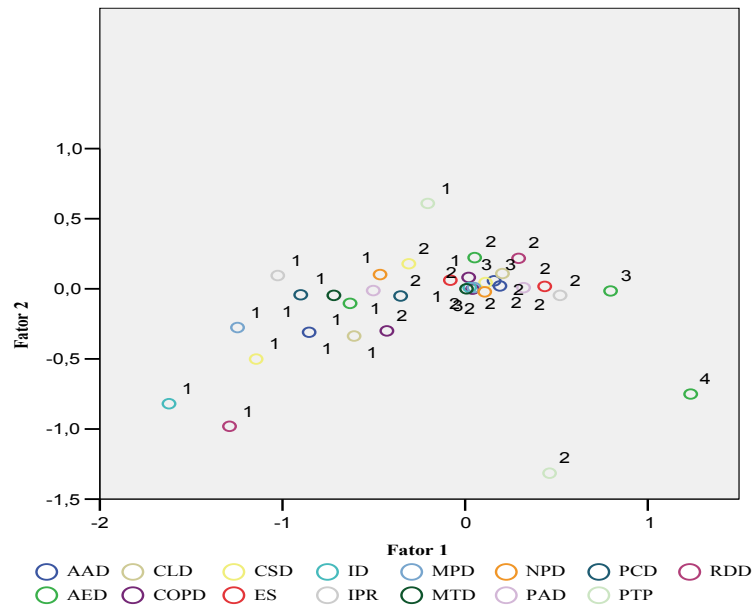
Anexo

Gráfico 01: Diagrama de pontos-categoria (2006)



Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da ACM

Gráfico 02: Diagrama de pontos-categoria (2009)



Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da ACM

FATORES MACROECONÔMICOS DETERMINANTES DO MERCADO IMOBILIÁRIO DO ESTADO DO CEARÁ

Marcelo Miranda de Melo¹

RESUMO

Essa pesquisa tem como principal objetivo medir o impacto de choques em relevantes variáveis macroeconômicas no desempenho do setor imobiliário do Estado do Ceará no período de Janeiro 2006 a Dezembro 2010. Utilizou-se a metodologia VEC, Causalidade de Granger, Função de Impulso Resposta e Decomposição de Variância de Cholesky. As variáveis utilizadas foram: crédito habitacional, a taxa básica de juros (SELIC), o Índice de Confiança do Consumidor, a taxa de câmbio pela paridade do poder de compra, a quantidade de unidades imobiliárias lançadas e a quantidade de unidades imobiliárias vendidas. As variáveis do modelo apresentaram estacionariedade em primeira diferença. O teste de Johansen apontou dois vetores de co-integração o que motivou a escolha do modelo VEC. O Teste de Causalidade de Granger indicou forte relação de causalidade das variáveis do modelo com a quantidade de unidades imobiliárias vendidas. Tanto nos resultados da Função de Impulso Resposta como na Decomposição de Variância de Cholesky, o crédito habitacional e a quantidade de unidades imobiliárias lançadas apresentaram forte impacto na quantidade de unidades imobiliárias vendidas. Um choque positivo no crédito habitacional de +8,2% tende a impactar em +11,8% a quantidade de unidades imobiliárias vendidas no curto prazo e mesmo de forma relevante no longo prazo. Já a quantidade de unidades imobiliárias lançadas impacta a quantidade de unidades imobiliárias vendidas em + 8,9% no curto prazo, porém esse impacto não é sustentável no longo prazo.

Palavras-Chave: Causalidade, Vetor Autoregressivo de Correção de Erros (VEC), construção, setor imobiliário.

ABSTRACT

The main objective of this research is to measure the impact of macroeconomic variables in the real state sector performance from State of Ceará between the periods of January-2006 to December-2010. The methodology applied was VEC models, Granger Causality, Impulse Response Function and Cholesky's Variance Decomposition. The model variables are as follows: home credit, interest rate (SELIC), customer confidence index, exchange rate by the purchase power parity, quantity of real state unities thrown and the quantity of real state unities sold. All model variables are integrated of first order. The Johansen Test identified two cointegrating equations what made possible the VEC choice. In the Granger Causality Test it was clear the strong causality relation between all variables and the quantity of real state unities sold. The home credit and the quantity of real state thrown were the most relevant shock variables in the Impulse Response Function and the Cholesky's Variance Decomposition. A home credit positive shock of +8,2% tend to impact +11,8% the quantity of real state unities sold in the short term and even relevant in the long term. Besides that, the quantity of real state unities thrown positive shock tend to impact +8,9% the quantity of real state unities sold in the short term, however this impact is not long term sustainable.

Key-Words: Causality, Autoregressive Vector of Error Correction (VEC), Construction, Real State Sector.

JEL Classification: C32, E32, E51.

¹ Engenheiro Civil (UFC), Mestre em Engenharia Civil (UMIST-U.K.), Doutor em Economia (CAEN-UFC), Professor Adjunto II (UFC), Professor Pesquisador(CAEN-UFC) marcelomirandamelo@ig.com.br, marcelomelo@ufc.br

1 INTRODUÇÃO

A indústria da construção tem grande relevância na economia brasileira e notadamente da economia do Estado do Ceará. Esse setor industrial é responsável por empregar grande massa trabalhadora pouco qualificada o que vem contribuindo com a redução do desemprego no Estado do Ceará. Dados do IPECE (2010) relatam que a indústria da construção civil empregava em 2009 o número de 257.055 trabalhadores e em 2004 esse mesmo setor empregava o número de 179.126 trabalhadores no Estado do Ceará. Isso representou nesse período um aumento de contratações líquidas de 43,5% no setor da construção civil no Ceará.

Também segundo o IPECE (2010) em 2008 a construção civil contribuía com 5,2% do PIB do Ceará e o setor imobiliário com 8,3% do mesmo agregado estadual, considerando o valor adicionado a preços básicos. Já no conceito de variação anual do valor adicionado a preços básicos a construção civil apresentou um crescimento de 8,8% e o setor imobiliário um crescimento de 5,6% na variação anual 2007-2008. Considerando a variação anual 2009-2010 no mesmo conceito, a construção civil apresentou o maior crescimento no período entre todos os setores analisados, com uma variação anualizada de 15,6%. Já o setor imobiliário considerando o mesmo período e o mesmo conceito, apresentou um crescimento anualizado nada modesto, em 7,8%.

Os dados ratificam a relevância dos setores da construção civil e imobiliário na economia cearense e o quanto vêm aumentando suas participações na economia regional. Contudo ainda são escassos os estudos que visam clarificar a dinâmica desses setores tão importantes da economia cearense. Sabe-se que a construção civil e o setor imobiliário que compõem o *construbusiness* afetam de forma direta e indireta, outros setores da economia regional como o setor moveleiro, de decoração, o comércio de material de construção e similares, serviços de condomínios, serviços de segurança, etc.

Portanto, pesquisas que visem clarificar o entendimento da dinâmica dos referidos setores são de relevante contribuição à economia do Estado do Ceará. O objetivo desse trabalho acadêmico é identificar relevantes variáveis econômicas em nível macroeconômico que afetam o volume de vendas de imóveis no Estado do Ceará medindo seus impactos através de uma modelagem de Vetor Auto-Regressivo VAR/VEC e utilizando os instrumentos da Função de Impulso Resposta e Decomposição de Variância de Cholesky.

Quais as variáveis macroeconômicas que são determinantes ao desempenho do mercado imobiliário no Estado do Ceará? Medir o impacto nas vendas de unidades imobiliárias mediante choques nas variáveis macroeconômicas será de grande valia na identificação do grau de relevância de cada variável macroeconômica. A modelagem VAR/VEC deve ser indicada para esse objetivo no sentido de aferir o impacto de choques de uma variável em relação à outra. Notadamente nesse estudo não é objetivo aferir os estimadores dos coeficientes das variáveis do modelo VAR/VEC para fins preditivos.

Esse trabalho está subdividido nas seguintes etapas: além dessa introdução que aborda dados relevantes ao *construbusiness* cearense, em 1.1 são apresentadas algumas pesquisas sobre a indústria da construção civil e o mercado imobiliário. No item 2 o modelo econométrico é abordado bem como no item 2.1 onde são especificados em mais detalhes os fundamentos econométricos dos modelos VAR/VEC; o item 3 aborda os relevantes resultados empíricos obtidos na pesquisa. O item 3.1 especifica os dados utilizados na pesquisa, os testes de estacionariedade, o teste de causalidade de Granger e o teste de cointegração de Johansen. Já o item 3.2 verifica os impactos dos choques

macroeconômicos nas variáveis do modelo proposto via Função de Impulso Resposta e Decomposição de Variância de Cholesky. O item 4 apresenta as considerações finais da pesquisa aonde indica os principais resultados e os enquadra dentro da teoria macroeconômica. Finalmente o item 5 lista as referências bibliográficas utilizadas nessa pesquisa.

1.1 Pesquisas sobre a Indústria da Construção Civil e o Mercado Imobiliário.

Browne & Rosengren (1992) analisaram o mercado de crédito habitacional no setor imobiliário mundial e seu impacto nos preços das unidades imobiliárias e no índice de confiança do consumidor. Destacaram que o mercado imobiliário tem forte influência na economia global.

McCue & Kling (1994) investigaram a relação entre variáveis macroeconômicas e retornos de investimentos imobiliários no mercado americano entre 1972 e 1991. Utilizaram um modelo VAR para testar e aferir os impactos entre as variáveis analisadas. Essa pesquisa indicou a taxa de juros nominal, como a variável mais explicativa das variações nas séries do mercado imobiliário.

Chen & Tzang (1988) investigaram a sensibilidade das taxas de juros em investimentos imobiliários no mercado americano. Concluíram que os investimentos imobiliários são sensíveis às taxas de juros de curto e longo prazo e que a fonte de sensibilidade varia de acordo com o tipo de investimento no ramo imobiliário.

Bezerra *et al* (2010) fizeram uma pesquisa no sentido de verificar o impacto nos preços dos imóveis da cidade de Natal/R.N. no período 2005-2007 devido principalmente ao influxo de capital estrangeiro e ao crédito habitacional. Concluíram que essas variáveis macroeconômicas induziram a formação de uma bolha no mercado imobiliário local.

Fochezatto & Ghinis (2011) realizaram pesquisa para identificar tendência e fatores determinantes da construção civil no Brasil e no Estado do Rio Grande do Sul no período 1990-2008. Foram observados alguns indicadores do setor durante o período em estudo e estimou-se um modelo econométrico a partir da análise de dados em painel. Concluíram que a produção da construção civil no período cresceu exponencialmente tanto em nível nacional como em nível estadual. A renda real e o spread bancário entre as taxas de juros reais de curto e longo prazo se mostraram determinantes desse crescimento.

Santos & Cruz (2000) analisaram a dinâmica dos mercados habitacionais metropolitanos com ênfase na Grande São Paulo. O estudo teve como objetivo contribuir na formulação de políticas públicas na área de habitação. Concluíram que o mercado de habitação tem um forte comportamento cíclico, a oferta de novas habitações tem elasticidade-preço unitária, a taxa de juros tem efeito negativo sobre o comportamento da demanda do setor e finalmente a renda tem forte correlação com a procura por imóveis.

Santos *et al* (2010) investigaram o impacto da crise do *sub-prime* no retorno de ações de empresas da construção civil. Para as empresas brasileiras, não foi observada a geração de retornos anormais estatisticamente significativos, após o anúncio da crise na mídia internacional. Concluíram que essa crise foi resultado de continuidade de eventos sistêmicos adversos e da implementação de políticas macroeconômicas inadequadas tais como: crédito abundante e barato com critérios de análise de crédito frouxos,

possibilidade de grande endividamento dos agentes econômicos sem a contrapartida de garantias reais, etc.

Balarine (2008) abordou que a comercialização de imóveis é altamente dependente das condições de uma demanda que apresenta extrema volatilidade. É, portanto, importante investigar os efeitos da renda, do nível das taxas de juros, da disponibilidade de financiamentos e de outras variáveis macroeconômicas. Conclui ratificando que muito das tendências e padrões na formação de preços habitacionais regionais possam ser explanados em análises macroeconômicas.

Arraes & Filho (2008) analisaram determinantes econômicos e formação de preços no mercado imobiliário urbano brasileiro, um estudo de caso da cidade de Fortaleza no período 1995-2003. Concluíram que os fatores determinantes dependem do tipo de cliente: consumidor final ou consumidor investidor.

2 MODELO ECONOMÉTRICO

A condição de estacionariedade é um pressuposto necessário e fundamental para a análise de séries temporais. As condições válidas para os Mínimos Quadrados apenas vigoram na presença de séries temporais estacionárias Enders (1995).

O teste de raiz unitária² foi aplicado para verificar a estacionariedade das séries de dados utilizadas no modelo. As referidas séries são: série de crédito habitacional para aquisição, taxa SELIC, índice de confiança do consumidor, unidades imobiliárias lançadas, taxa de câmbio no conceito de paridade do poder de compra e unidades imobiliárias vendidas.

Caso a série possua raiz unitária, ela então não é considerada estacionária e teremos que recorrer ao processo de diferenciação da série³. Portanto, para testar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária iremos utilizar o teste de Dickey-Fuller Ampliado (ADF), onde H_0 representa $\delta=0$. Além do teste ADF foi utilizado o teste de Phillips-Perron para a mesma finalidade.

O teste de causalidade de Granger deve ser utilizado para se detectar a ordenação das variáveis no modelo estimado. O teste assume, portanto, que o futuro não pode causar o passado nem o presente Nelson (1982); Engle & Granger (1987).

Na análise da relação de causalidade entre as variáveis especificadas acima é necessário escolher o número apropriado de defasagens a ser utilizadas nas regressões acima. De acordo com Davidson & Mackinnon (1993), a escolha de um número elevado de defasagens seria preferível, uma vez que dessa forma o analista pode verificar como a exclusão de algumas defasagens afeta o resultado das estimações.

Para escolher o número ótimo de defasagens optou-se pelo critério proposto por Schwarz. Enders (1995). O teste consiste em minimizar:

$$SC = \ln s^2 + m \ln n \quad (1)$$

Onde s^2 é a estimativa de máxima verossimilhança de σ^2 (soma do quadrado dos resíduos dividida por n), m é o número de defasagens, e n é o número de observações. A idéia do teste é partir de um modelo de regressão com várias defasagens e ir

² O teste de raiz unitária apresenta o seguinte modelo $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$, onde u_t é o termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas, ele tem média zero, variância constante e é não correlacionado.

³ A nova série passa a ter o seguinte formato: $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$.

diminuindo, gradativamente, o número de defasagens até encontrar o valor m que minimize o valor de SC.

A minimização do teste SC indica as defasagens e as especificações do teste. Teremos que especificar se o teste possui intercepto e tendência. Cabe realizar esses testes para cada série de dados para se identificar o número de defasagens adequado a cada série.

É necessário testar a co-integração entre as séries no sentido de identificar se existe relação de longo prazo. Caso isso seja verdadeiro, podem-se analisar as relações dinâmicas entre as variáveis por intermédio de um modelo de correção de erro (VEC). Esse modelo é mais robusto à medida que incorpora os desvios em relação à trajetória de longo prazo das séries ao modelo de vetores auto-regressivos (VAR). Para testar a existência de co-integração entre as séries de dados do modelo em questão, foi utilizado o teste de Johansen.

Pelo teste de Johansen é especificado um modelo VAR para realizar o teste de co-integração e semelhante ao teste de raiz unitária ADF, é necessária a correta determinação do número de defasagens. As séries temporais podem ser co-integradas no longo prazo, mesmo sem apresentar tal relação no curto prazo. O modelo de correção de erro (VEC) é utilizado para corrigir esta discrepância. No VAR todas as variáveis são consideradas endógenas.

Basicamente um VAR é um sistema de equações lineares; cada variável é uma função de seus *lags* e de *lags* das outras variáveis do sistema. Uma importante consideração a ser tomada é saber se devemos especificar o VAR utilizando as variáveis em níveis, utilizar as variáveis em 1ª diferença ou usar o modelo VEC.

A especificação a ser utilizada depende crucialmente das propriedades das séries temporais. Ao se detectar variáveis não-estacionárias e não co-integradas sugere-se a utilização do modelo VAR em 1ª diferença. Entretanto, as interações dinâmicas entre variáveis co-integradas podem ser modeladas usando o modelo VEC.

A escolha entre um modelo VAR em nível (VAR irrestrito) ou um modelo VEC na presença de variáveis co-integradas é controversa. O modelo VEC gera estimativas eficientes sem perder a informação de longo prazo contida nos dados.

Ibrahim (2005), apresentou vários casos do uso do VAR irrestrito em comparação ao VAR restrito. A mais notável diferença entre estas modelagens é a interpretação econômica nas funções de impulso resposta. Enquanto a função de impulso resposta gerada por um modelo VEC implica que os impactos de choques monetários são permanentes, na modelagem VAR irrestrito é deliberada aos dados a decisão se os efeitos dos choques monetários são permanentes ou transitórios. O objetivo da metodologia VAR não é obter estimativas de parâmetros do modelo e sim acessar as inter-relações entre as variáveis do mesmo Ibrahim (2005).

2.1 Fundamentos Econométricos do Modelo VAR/VEC

Quando não estamos seguros da natureza endógena das variáveis, ou seja, que alguma variável seja exógena com relação às demais, em um conjunto de n variáveis, então é proposto um modelo no qual uma sequência $\{y_i\}$ seja afetada por todas as demais variáveis. Desta forma qualquer variável é afetada pelas demais variáveis inclusas no sistema. Esta situação é descrita como Modelo VAR Estruturado ou Primitivo, com m lags de defasagens, o qual permite capturar efeitos contemporâneos (*feedback*) e defasados entre o conjunto de variáveis.

Entretanto, os efeitos de *feedback* são caracterizados como componentes determinísticos, o que impede a solução do modelo Estruturado. Além disso, esse

sistema não se conceitua no formato reduzido para suas equações Enders (1995), a qual pode ser obtida por meio de manipulação algébrica, obtendo o VAR na forma padrão ou VAR Irrestrito, que assume o seguinte formato:

$$\vec{x}_t = A_0 + \sum_{i=1}^m (A_i \vec{x}_{t-i}) + \vec{\zeta}_t \quad (2)$$

Onde m representa o número de defasagens das variáveis, \vec{x}_t é um vetor coluna ($n \times 1$) de variáveis endógenas, assumido ser constituído por n variáveis estacionárias, \vec{x}_{t-i} é o vetor \vec{x}_t com i defasagens, $i=1,2,3\dots m$; A_0 é um vetor coluna ($n \times 1$) de constantes, representando os interceptos das equações do modelo, A_i vetores coluna ($n \times 1$) de coeficientes de impactos do vetor \vec{x}_{t-1} . A variável $\vec{\zeta}_t$ é um vetor ($n \times 1$) composto pelos termos de erros de previsão de cada variável do sistema. Estes termos de erros possuem média zero, variância constante e são individualmente não correlacionados, contudo podem apresentar correlação entre si.

O modelo VAR Irrestrito, especificado na Equação (2), encontra-se associado ao modelo VAR Estruturado que possui o seguinte formato:

$$B\vec{x}_t = B_0 + \sum_{i=1}^m (B_i \times \vec{x}_{t-1}) + \vec{\varepsilon}_t \quad (3)$$

Nessa modelagem o vetor de variáveis dependentes \vec{x}_t é assumido ser constituído por variáveis estacionárias, os componentes do vetor $\vec{\varepsilon}_t$ caracteriza as respectivas perturbações estocásticas em cada variável do sistema que por hipótese seguem um ruído branco.

O vetor \vec{B}_0 representa os efeitos de níveis nas variáveis, que associados aos termos de impactos defasados constituem as tendências estocásticas no modelo. A matriz de coeficientes B_i com $i=1,2,3\dots m$; incorpora os efeitos passados das variáveis sobre elas mesmas e sobre as demais variáveis. Finalmente o modelo VAR Estruturado, dado pela Equação (3) incorpora efeitos de realimentação (*feedback*), os quais se referem aos impactos instantâneos sobre alguma variável, devido às mudanças unitárias sobre as mesmas Enders (1995).

Nos modelos VAR Irrestritos (integrados por variáveis estacionárias), as tendências estocásticas são removidas por diferenciação, resultando em séries estacionárias. Contudo, a melhor forma de tratar as variáveis não estacionárias é encontrar as combinações lineares das variáveis integradas que são estacionárias, sendo denominadas de co-integradas Enders (1995).

O conceito de co-integração estabelece que exista pelo menos uma relação de equilíbrio entre um conjunto de variáveis co-integradas. Isso significa que as tendências de equilíbrio de longo prazo devem estar relacionadas de modo que as variáveis não podem mover-se no longo prazo, independentemente uma da outra. Um modelo VAR que envolva as equações de co-integração é denominado um VAR com Correção de Erros ou VEC.

Deve-se enfatizar que se existem as relações de co-integração, também existem impactos dos termos das perturbações estocásticas (desvios de curta duração) sobre estas relações, no modelo VAR com Correção de Erros. Em contrário, o modelo econométrico reduzir-se-á um simples modelo VAR irrestrito e especificado na Equação (2). A não inclusão do termo de perturbação nas componentes de equilíbrio de longo

prazo provoca um erro importante na especificação do modelo Enders (1995). Portanto, indica-se a utilização de um VAR com Correção de Erros ou VEC.

A classe de modelos de correção de erro com duas variáveis são dados por:

$$\Delta x_t = m_1 + \rho_1 z_{t-1} + \text{lags}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{xt} \quad (4.1)$$

$$\Delta y_t = m_2 + \rho_2 z_{t-1} + \text{lags}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{yt} \quad (4.2)$$

Onde $(\varepsilon_{xt}, \varepsilon_{yt})$ é um ruído branco bivariado, $z_t = x_t - A y_t$ e, além disso, pelo menos um dos coeficientes ρ_1 e ρ_2 é não nulo. Se x_t e y_t são co-integradas, então cada componente de cada equação é $I(0)$ e, portanto as equações estão balanceadas. No entanto se x_t e y_t são $I(1)$, mas não co-integradas, então z_t será $I(1)$ e como uma variável $I(1)$ que é de memória longa não pode explicar uma variável $I(0)$ de memória curta.

Portanto a co-integração é uma condição necessária para as equações (4.1 e 4.2) de correção de erro valer. O reverso também pode ser mostrado no sentido de que variáveis co-integradas podem sempre ser vistas como sendo geradas por equações de correção de erros Christopoulos (2004).

O modelo econométrico proposto nesta pesquisa possui as seguintes variáveis: crédito imobiliário, taxa Selic, índice de confiança do consumir, unidades imobiliárias lançadas, taxa de câmbio pela paridade do poder de compra e unidades imobiliárias vendidas no período.

Suspeita-se que o volume de crédito imobiliário é uma variável relevante no mercado de imóveis do Estado do Ceará. Existe uma grande dependência do crédito imobiliário na efetividade das negociações de imóveis, pois parte significativa do mercado não possui poupança disponível para a compra dos imóveis.

Variações na taxa básica de juros, Selic, tendem a impactar o mercado imobiliário e, por conseguinte a indústria da construção civil. Os contratos de financiamento habitacional possuem taxas de juros subsidiadas, no entanto, alterações na taxa Selic impactam as taxas de juros de todo o mercado financeiro. Essas alterações de taxas de juros irão se refletir num custo de oportunidade maior ou menor aos pretensos adquirentes de imóveis.

A compra de um imóvel é geralmente encarada como um investimento de longo prazo. As expectativas dos agentes econômicos são muito relevantes no desempenho das variáveis econômicas em especial as variáveis macroeconômicas. Se o consumidor acredita num futuro estável em termos financeiros, políticos e sociais, ele tende a se sentir mais atraído a assumir compromissos de longo prazo como o financiamento habitacional.

Parte das comercializações com imóveis no Estado do Ceará são realizadas com estrangeiros, em parte devido ao importante pólo turístico que o Ceará representa no cenário nacional e mesmo internacional. Variações na taxa de câmbio tendem a impactar nessas comercializações, pois altera de forma efetiva o poder de compra dos clientes estrangeiros.

As unidades imobiliárias que são lançadas tendem a influir na decisão de compra de imóveis. Observa-se um grande afluxo de vendas realizadas no lançamento de novos empreendimentos imobiliários. O referido modelo irá aferir se esses lançamentos contribuem de forma efetiva para a venda de unidades imobiliárias.

3 RESULTADOS EMPÍRICOS

3.1 Testes e Causalidade

Foram coletados os dados dessa pesquisa no site do IPEA, WWW.ipeadata.gov.br além de dados fornecidos pelo SECOVI-CE e pelo BACEN. Os dados utilizados foram mensais e cobriram o intervalo de tempo entre Jan-2006 e Dez-2010. Os dados restritos ao Estado do Ceará foram: o volume de crédito imobiliário para a aquisição de imóveis, o número de unidades imobiliárias lançadas e o número de unidades imobiliárias vendidas.

Portanto, de acordo com o modelo econométrico proposto acima foram selecionadas as seguintes séries temporais:

- a) Volume de Crédito Imobiliário para Aquisição Contratado (R\$ milhões) – CRE. Fonte: BACEN
- b) Taxa Básica de Juros SELIC %a.a. – SELIC. Fonte: IPEADATA
- c) Índice de Confiança do Consumidor – ICC. Fonte: IPEADATA
- d) Taxa de Câmbio pela Paridade do Poder de Compra – PPP. Fonte: IPEADATA
- e) Número de Unidades Imobiliárias Lançadas – UNL. Fonte: SECOVI/Ce
- f) Número de Unidades Imobiliárias Vendidas – UNV. Fonte: SECOVI/Ce

Como objetivo relevante da pesquisa é aferir os impactos nas vendas de imóveis mediante choques nas variáveis do modelo, utilizou-se uma transformação monotônica nas referidas variáveis com a aplicação do logaritmo natural (Ln) no sentido de obter os impactos nas variáveis já em percentuais.

Em seguida testou-se a condição de estacionariedade de cada uma das séries temporais do modelo utilizando-se o Teste ADF. Ressalta-se que a condição de estacionariedade é fundamental na utilização de modelos com séries temporais. Os resultados encontram-se apresentados na Tabela 1.

TABELA 1: Teste de Estacionariedade Dickey-Fuller Ampliado (ADF)

Série	Estacionariedade	Valores Críticos	Estatística ADF	Significância
LnCRE	1ª Diferença	-2,6061	-8,5921	1%
LnSELIC	1ª Diferença	-2,6069	-3,5158	1%
LnICC	1ª Diferença	-2,6054	-7,8317	1%
LnPPP	1ª Diferença	-2,6054	-3,4390	1%
LnUNL	1ª Diferença	-2,6061	-10,4224	1%
LnUNV	1ª Diferença	-2,6110	-5,6142	1%

Fonte: Elaborada pelo autor.

Observa-se de forma clara que todas as variáveis do referido modelo proposto são estacionárias em 1ª diferença com elevada significância.

A técnica VAR/VEC é especialmente utilizada quando não se pode garantir a exogeneidade das variáveis que compõem o modelo proposto e ao mesmo tempo quando não se pode desprezar o poder de explicação do passado destas variáveis sobre seus comportamentos presentes e futuros.

Portanto, o próximo passo é determinar o quanto o passado das variáveis do modelo proposto é importante para explicar o presente. Utilizou-se a ferramenta *lag lenth criteria* para aferir o mencionado anteriormente. Adotando-se o critério de Schwarz chegou-se ao número de defasagens ótimo de 1 conforme a Tabela 2.

TABELA 2: Critério de Seleção de *Lags* na Modelagem VAR

Lags	Critério de Schwarz
0	-0,2485
1	-4,5056*
2	-3,8448
3	-2,7720
4	-2,1997
5	-1,3117

Fonte: Elaborada pelo autor.

Em seguida realizou-se o teste de Causalidade de Granger no sentido de verificar a direção e a intensidade da causalidade entre as referidas variáveis. O teste de Causalidade de Granger detecta a relação de causalidade de curto prazo entre as variáveis. Outra importante definição do referido teste é a ordenação das variáveis no modelo econométrico em questão.

O Teste de Causalidade de Granger foi realizado com 1 *lag* como resultado do critério de Schwarz. A Tabela 3 apresenta os resultados desse teste.

TABELA 3: Teste de Causalidade de Granger

Variável	Causalidade	Variável	Valor-p Teste F	Comentário
LnCRE	→	LnUNV	0,00025	Forte Relação
LnSELIC	→	LnUNV	0,00116	Forte Relação
LnICC	→	LnUNV	0,0346	Forte Relação
LnUNL	→	LnUNV	0,0699	Forte Relação
LNPPP	→	LnUNV	0,00031	Forte Relação
LnUNV	→	LnCRE	0,0567	Forte Relação
LnUNV	→	LnSELIC	0,6139	Sem Efeito
LnUNV	→	LnICC	0,2714	Sem Efeito
LnUNV	→	LnUNL	0,1957	Fraca Relação
LnUNV	→	LNPPP	0,7761	Sem Efeito

Fonte: Elaborada pelo autor.

Os resultados apontam que o crédito habitacional, a taxa básica SELIC, o Índice de Confiança do Consumidor, a quantidade de unidades imobiliárias lançadas no mercado e a taxa de câmbio pela paridade do poder de compra exercem forte influência na quantidade de imóveis vendidos no Estado do Ceará.

No outro sentido, ou seja, o impacto gerado pelas unidades vendidas só é significativo no crédito habitacional. O impacto das unidades vendidas nas outras variáveis é em grande maioria sem efeito algum.

Em seguida realizou-se o Teste de Co-integração de Johansen no sentido de aferir se as variáveis do modelo em questão possuem relação de longo prazo entre elas.

TABELA 4: Teste de Co-integração de Johansen

Teste	Vetores	Auto-Valor	Estatística do Teste	Valor Crítico (5%)	Probabilidade
Teste do Traço	2	0,4738	75,86	60,06	0,0013
Teste do Máx. Auto-Valor	2	0,4738	37,24	30,43	0,0061

Fonte: Elaborada pelo autor.

Em ambos os testes realizados chegou-se ao resultado de 2 (dois) vetores de co-integração com significância de 5%. Nesse sentido especifica-se o modelo econométrico

como um Vetor Autoregressivo com Correção de Erros (VEC) no sentido de aferir a relação de longo prazo entre as variáveis.

Verificou-se a estabilidade do VEC e constatou-se que todas as raízes características encontram-se dentro do círculo unitário o que confere a estabilidade do VEC. O gráfico das raízes do polinômio característico está exposto no Anexo 1.

3.2 Função Impulso Resposta e Decomposição de Variância de Cholesky

Foi utilizada a Função de Impulso Resposta para se aferir os impactos iniciais e estáveis das variáveis do modelo apresentado na quantidade de unidades imobiliárias vendidas. A dimensão dos choques das referidas variáveis foi de 1 desvio padrão e os períodos em meses que ocorreram o maior impacto inicial e o impacto estável estão especificado em parêntesis. Os respectivos gráficos encontram-se no Anexo 2.

TABELA 5: Impacto das Variáveis do Modelo VEC na Quantidade de Unidades Imobiliárias Vendidas.

Variável	Choque (%)	Impacto Inicial (%)	Impacto Estável (%)
LnCRE	+8,2	+11,8 (3)	+8,0 (24)
LnSELIC	+19,0	-7,5 (3)	-3,6 (24)
LnICC	+7,9	+3,3 (1)	-0,2 (24)
LnPPP	+4,9	-5,9 (1)	-1,5 (24)
LnUNL	+11,9	+8,9 (2)	-0,5 (24)

Fonte: Elaborada pelo autor.

Os resultados apontam um forte impacto do crédito habitacional de aquisição de imóveis na quantidade de unidades imobiliárias vendidas no Estado do Ceará. O impacto inicial com 3 meses (+11,8%) é significativo como incremento de vendas. Mesmo o impacto de longo prazo (+8,0%) devido ao incremento de crédito habitacional é muito significativo. Ou seja, com um incremento do volume de crédito imobiliário de +8,2%, o impacto nas vendas de imóveis tanto no curto prazo como no longo prazo é bastante significativo.

Um aumento da Selic da ordem de +19% impacta negativamente as vendas de unidades imobiliárias de forma inicial em -7,5% e -3,6% no longo prazo. O aumento da Selic induz um incremento do custo de oportunidade para os pretensos compradores de imóveis. Portanto, um aumento dessa variável significa que o potencial comprador de imóveis terá que abdicar de uma maior receita financeira proveniente de suas aplicações financeiras na compra do imóvel.

Pela tendência de queda nas taxas de juros de aplicações financeiras os investidores visualizam o mercado imobiliário como uma boa oportunidade de investimento. Essa sensibilidade é mais visível no cliente investidor do mercado imobiliário.

Tanto o Índice de Confiança do Consumidor quanto à taxa de câmbio pela paridade do poder de compra apresentaram impacto relevante apenas no curtíssimo prazo na venda de imóveis. Ou seja, um aumento da confiança do consumidor da ordem de +7,9% sugere um maior volume de vendas de imóveis, contudo isso só se verifica no curtíssimo prazo, pois o impacto rapidamente quase que se anula nos próximos meses. Já uma apreciação do Real em relação ao Dólar induz uma redução nas vendas de imóveis também no curto prazo.

O Dólar americano é a moeda do mercado internacional e a mais utilizada em transações comerciais no mercado cearense. Quando o Real se valoriza pelo conceito

PPP, as unidades imobiliárias locais ficam mais caras, para os pretensos compradores estrangeiros detentores de moeda em Dólar.

Um incremento das unidades imobiliárias lançadas da ordem de +11,9% também irá ter um impacto relevante (+8,9%) no mercado de venda de imóveis. Contudo esse impacto só é verificado no curto prazo, pois logo após o impacto inicial a repercussão de vendas é praticamente anulada ou verificando uma modesta queda (-0,5%).

Pelo exposto fica evidente que o crédito habitacional para aquisição de imóveis, e a quantidade de unidades lançadas apresentaram os maiores impactos positivos nas vendas imobiliárias do Estado do Ceará durante o período em estudo.

A seguir foram aferidos os impactos das relações cruzadas das variáveis do modelo econométrico também extremamente relevantes para essa pesquisa. A Tabela 6 apresenta as variáveis que sofreram os choques de 1 desvio padrão e os respectivos efeitos nas variáveis correspondentes. Foram aferidos os maiores impactos iniciais e o impacto estável com os períodos em meses nos parêntesis.

TABELA 6: Impactos das Relações Cruzadas das Variáveis do Modelo VEC.

Variável-Choque	Choques %	Variável-Impacto	Impacto Inicial %	Impacto Estável %
LnSELIC	+19,0	LnCRE	-0,6 (2)	-0,2 (24)
LnUNV	+50,5	LnCRE	+5,2 (2)	+3,1 (24)
LnPPP	+4,9	LnCRE	+2,1 (4)	+2,7 (24)
LnSELIC	+19,0	LnUNL	-10,5 (4)	-6,2 (24)
LnICC	+7,9	LnUNL	+9,3 (1)	-0,3 (24)
LnUNV	+50,5	LnUNL	+7,0 (3)	+1,4 (24)
LnCRE	+8,2	LnUNL	+10,4 (3)	+8,2 (24)

Fonte: Elaborada pelo autor.

Os resultados indicam que um choque na Selic tem pequeno impacto no volume de crédito habitacional para a aquisição de imóveis no Estado do Ceará. O crédito habitacional tem taxas de juros diferenciadas no mercado e não sofre influência relevante direta das oscilações da Selic.

Já um choque na quantidade de unidades imobiliárias vendidas (+50,5%) tem impacto reduzido no volume de crédito habitacional, representando um incremento de +5,2% no volume de crédito habitacional no segundo mês e um efeito estável de +3,1% em 24 meses. A baixa taxa de poupança obriga parte significativa dos pretensos compradores de imóveis a contrair empréstimos habitacionais para viabilizar a compra de imóveis. Espera-se que o aumento no volume de crédito habitacional seja lento em comparação ao aumento no volume de vendas de imóveis.

Um aumento da apreciação do real é em grande parte induzida pelo ingresso massivo de recursos externos no Brasil via a conta de capitais do balanço de pagamentos. O diferencial de taxa de juros é grande responsável por esse movimento de capitais. Os resultados apontam que esse maior volume de recursos externos pode impactar de forma discreta no volume de crédito habitacional. Num ambiente de elevadas taxas de juros, os recursos externos tendem a serem direcionados para aplicações financeiras de renda fixa e poupança nos bancos. Os bancos devem direcionar parte do volume de aplicações para o crédito habitacional, o que justificaria esse incremento.

O Banco Central utiliza de forma recorrente o aumento da taxa básica de juros, a Selic, no combate inflacionário. Um aumento da taxa de juros deve induzir uma redução

no consumo das famílias e no investimento privado. Portanto, dado esse efeito, as empresas construtoras assumem uma postura conservadora em relação a novos lançamentos imobiliários. Nota-se que o efeito inicial é bem elevado (-10,5%), porém no quarto mês após o choque monetário devido à defasagem da política monetária. Mesmo o impacto estável (-6,2%) é bastante considerável na decisão de retrain novos lançamentos imobiliários.

Os resultados também apontam de forma clara que um aumento do Índice de Confiança do Consumidor, estimula as empresas construtoras a realizarem novos lançamentos imobiliários. Contudo, o impacto inicial de +9,3% é sentido no curtíssimo prazo, ou seja, já no primeiro mês após o choque nas expectativas dos agentes econômicos. Esse efeito é rapidamente anulado ao longo do tempo, chegando-se a um equilíbrio estável de -0,3% em 24 meses.

Um aumento de vendas das unidades imobiliárias estimula as empresas construtoras a fazerem novos lançamentos imobiliários, contudo o maior impacto (+7,0%) ocorre com três meses após o choque. A defasagem de tempo é utilizada possivelmente em pesquisas de mercado e preparação de campanha publicitária.

Um aumento consistente no volume de crédito habitacional divulgado pelo governo e demais agentes financeiros, gera um grande impacto no volume de lançamentos imobiliários. Nota-se que um aumento na referida linha de crédito impacta em +10,4% o número de unidades lançadas em três meses. Mesmo no longo prazo o equilíbrio estável de +8,2% é relevante na decisão de fazer novos lançamentos imobiliários.

Utilizou-se a Decomposição de Variância de Cholesky da variável UNV (unidades vendidas) mediante a influência das outras variáveis do modelo econométrico. A Tabela 7 apresenta os resultados respectivos e em parêntesis estão especificados os períodos mensais dos efeitos. Os respectivos gráficos encontram-se no Anexo 3.

TABELA 7: Decomposição de Variância de Cholesky da variável UNV (unidades imobiliárias vendidas)

Variável	Efeito Curto Prazo %	Efeito Longo Prazo %
LnCRE	10,03 (3)	45,03 (24)
LnSELIC	5,10 (3)	11,09 (24)
LnICC	1,47 (2)	0,78 (24)
LnUNL	7,12 (2)	7,11 (24)
LnPPP	6,17 (2)	3,41 (24)

Fonte: Elaborada pelo autor.

Os resultados apontam de forma evidente e relevante a variável crédito habitacional como forte indutora de unidades imobiliárias vendidas no Estado do Ceará. Ou seja, 10,03% dos valores de unidades vendidas são justificados já no curto prazo pelo crédito habitacional e mais ainda no longo prazo quando chega a 45,03%.

A Selic também tem uma contribuição crescente na variável UNV (unidades imobiliárias vendidas), chegando a representar 11,09% em 24 meses. Mesmo no curto prazo a Selic também impacta de forma substancial o volume de vendas de unidades imobiliárias, contribuindo com 5,10% já em 3 meses.

O Índice de Confiança do Consumidor contribui de forma reduzida tanto no curto como no longo prazo. Já a variável UNL que representa as unidades imobiliárias lançadas contribui de forma quase linear na efetivação de unidades imobiliárias com aproximadamente 7,0% tanto no curto como no longo prazo.

A taxa de câmbio pelo poder de paridade de compra tem uma contribuição decrescente na variável UNV. A taxa de câmbio contribui com 6,17% em 2 meses e tem sua participação diminuída ao longo do tempo chegando a 3,41% em 24 meses.

Resumidamente, fica conclusivo que as variáveis: crédito habitacional e unidades lançadas foram as que mais contribuíram na formação das unidades imobiliárias vendidas no Estado do Ceará durante o período de estudo.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Essa pesquisa investigou os efeitos na venda de unidades imobiliárias no Estado do Ceará mediante choques em relevantes variáveis macroeconômicas.

Os resultados apontam o crédito imobiliário e a quantidade de unidades lançadas como as variáveis mais impactantes no desempenho do mercado imobiliário cearense.

A taxa de juros SELIC e a taxa de câmbio também interferem no mercado imobiliário, porém em sentido oposto. Ou seja, choques monetários e cambiais positivos irão impactar negativamente o setor. Já o Índice de Confiança do Consumidor apresentou influência modesta e mesmo assim no curto prazo.

Essa pesquisa confirma as conclusões de Chen & Tzang (1988) e McCue & Kling (1994) no tocante à sensibilidade de empreendimentos imobiliários às variações na taxa de juros. Da mesma forma que Santos & Cruz (2000), esse trabalho também detectou que a taxa de juros tem efeito negativo sobre o mercado imobiliário.

Esse trabalho também ressalta a contribuição do crédito imobiliário no mercado imobiliário, confirmando as conclusões de Browne & Rosengren (1992), Bezerra *et al* (2010), Santos *et al* (2010), Balarine (2008) e Bernanke (1988). A influência do Índice de Confiança do Consumidor no mercado imobiliário também é abordada nessa pesquisa acadêmica, da mesma forma que concluem Browne & Rosengren (1992).

O BACEN adota o sistema de metas de inflação como um dos parâmetros fundamentais da política econômica brasileira. Quando a inflação oficial medida pelo IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) supera o centro da meta, induz um movimento de alta da taxa básica de juros (SELIC). Esse aumento dos juros faz engrandecer ainda mais a diferença de taxas de juros, entre o mercado interno e externo.

Na procura de relações vantajosas de retorno ajustado ao risco para as alocações de seus *portfólios* financeiros, os investidores internacionais direcionam parte vultosa de recursos para o Brasil. Essa entrada massiva de recursos se dá pela conta de capitais do balanço de pagamentos. Esse movimento de capitais força uma apreciação do Real em relação ao Dólar, prejudicando nossa indústria.

Diante de um cenário internacional conturbado, a política econômica brasileira tende a focalizar o mercado interno. O setor da construção civil juntamente com o setor imobiliário, tende a contribuir de forma substancial com o crescimento econômico da economia regional nesse momento tão sensível da economia mundial.

A disponibilidade de crédito habitacional é fundamental para impulsionar o setor. A ação do Estado do Ceará também é fundamental para o desempenho do setor, propiciando infra-estrutura adequada, legislação compatível com as necessidades do setor, além de incentivos específicos ao *construbusiness* cearense.

Conclusivamente os setores da construção civil e em particular o setor imobiliário do Estado do Ceará são afetados de forma direta e indireta pelas variáveis macroeconômicas estudadas. Contudo, espera-se uma participação cada vez maior dos

referidos setores na economia regional, resultado de um maior incentivo da política de desenvolvimento do governo do Estado do Ceará.

5 Referências Bibliográficas

ARRAES R.A. & FILHO E.S., Externalidades e Formação de Preços no Mercado Imobiliário Urbano Brasileiro: Um Estudo de Caso, *Economia Aplicada*, São Paulo, V.12, N.2, pg 289-319, Abril-Junho 2008.

BALARINE O.F.O., Contribuições Macroeconômicas ao Entendimento da Formação de Preços Habitacionais Locais, *Ambiente Construído*, UFRGS, Porto Alegre, 2008.

BERNANKE, B.S., BLINDER, A.S. Credit, Money and Aggregate Demand. *American Economic Review*. V78, n02, New York, May-1988.

BEZERRA M.M.O., CORREA A.L., CLEMENTINO M.L.M. & MENDONÇA A.R.R., Formação de Bolhas no Mercado Imobiliário: O Caso da Cidade de Natal no período 2005-2007, III Encontro da Associação Keynesiana Brasileira, FGV São Paulo, 2010.

BROWNE L.E. & ROSENGREN E.S., Real State and the Credit Crunch: An Overview, *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, Boston, 1992.

CHEN K.C. & TZANG D.D., Interest Rate Sensitivity of Real Estate Investment Trust, *The Journal of Real Estate Research*, Vol 3, Number 3, Fresno – Califórnia, 1988.

CHRISTOPOULOS D. & TSIONAS E., Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests, *Journal of Development Economics* 73, 55-74, New York, 2004.

DAVIDSON R. & MACKINNON J.G.; Estimation and Inference in Econometrics, Oxford Economic Press, New York, 1993. 896p.

ENGLE R.F. & GRANGER C.W.J., Cointegration and error-correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, pp.251-76, New York, 1987.

ENDERS W.; *Applied Econometrics Time Series*. New York: John Wiley, 1995. 433p. 1995.

FOCHEZATTO A. & GHINIS C.P., Tendências e Determinantes da Produção da Construção Civil no Brasil e no Rio Grande do Sul das duas últimas décadas: Evidências da Análise de Dados em Painel, *Ensaio FEE*, V. 31, Porto Alegre, 2011.

IBRAHIM M.H., Sectoral Effects of Monetary Policy: Evidence from Malaysia, *Asian Economic Journal*, Wiley On-Line Library, East Asian Economic Association & Blackwell Publishing Ltd, London, 2005.

IPECE, Ceará em Números 2010, disponível para consulta no site:http://www2.ipece.ce.gov.br/publicacoes/ceara_em_numeros/2010/. Acesso feito em 11/Junho/2011.

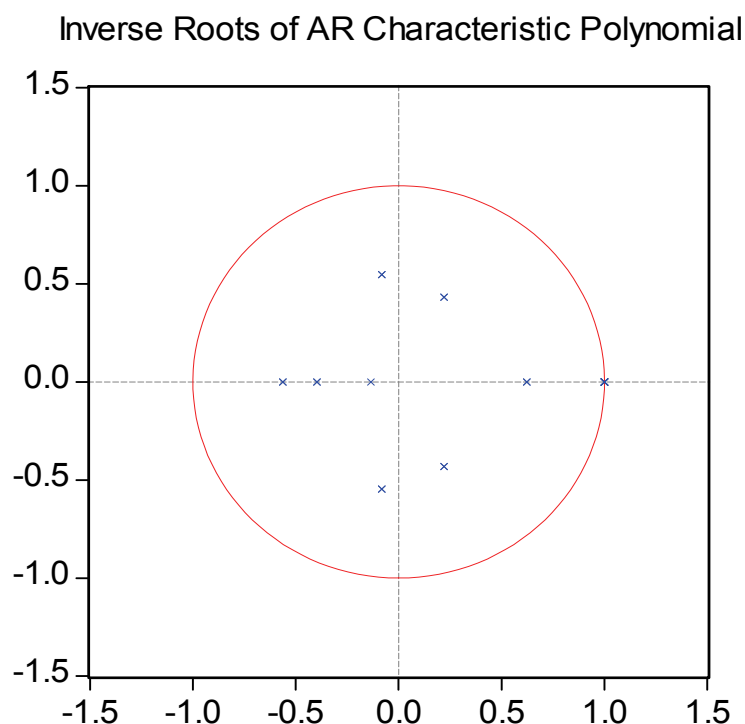
McCUE T.E. & KLING J.L., Real State Return and the Macroeconomy: Some Empirical Evidence from Real State Investment Trust Data, 1972-1991, The Journal of Real State Research, New York, 1994.

NELSON C. & PLOSSER C., Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications, Journal of Monetary Economics, 10130-62, New York, 1982.

SANTOS C.H.M. & CRUZ B.O., A Dinâmica dos Mercados Habitacionais Metropolitanos: Aspectos Teóricos e uma Aplicação para a Grande São Paulo, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, 2000.

SANTOS J.O., PETROKAS L.A., MODRO W.M. & ALMEIDA A.C.S., Análise do Impacto da Crise do Sub-Prime no Retorno das Ações Ordinárias de Empresas do Setor da Construção Civil – Um Estudo de Caso Confrontando o Desempenho das Empresas Brasileiras e Americanas, XIII Semead – Seminários em Administração, FEA-USP, São Paulo, 2010.

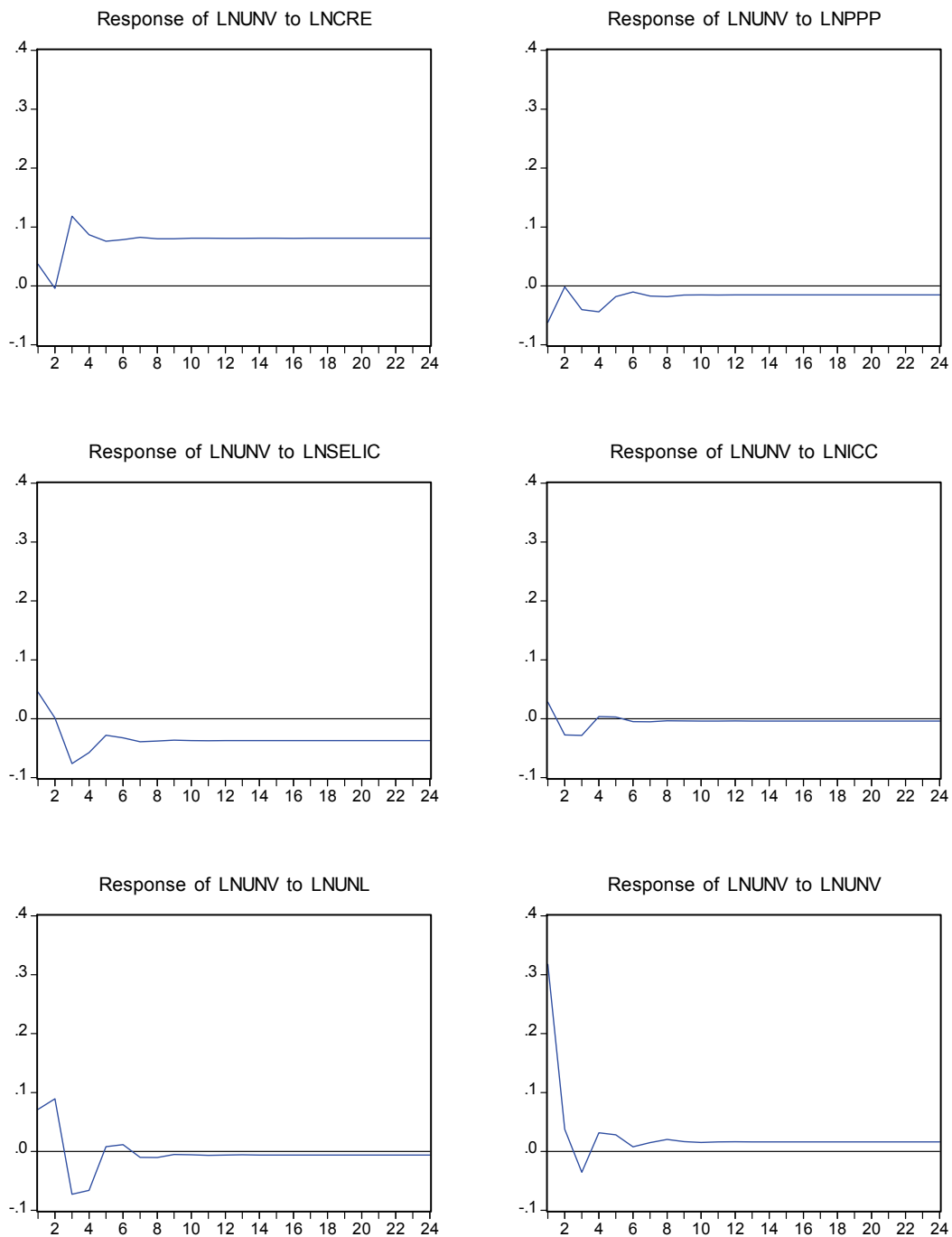
Anexo 1: Raízes do Polinômio Característico



Fonte: Elaborada pelo autor.

Anexo 2 : Gráficos da Função de Impulso Resposta

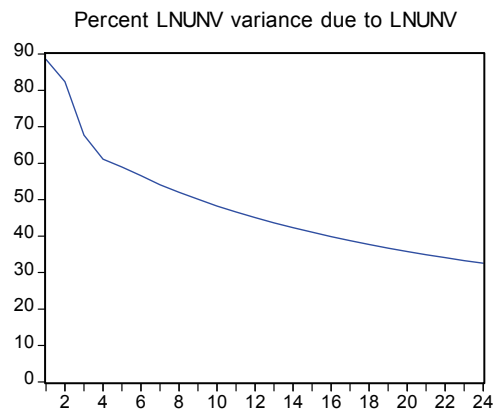
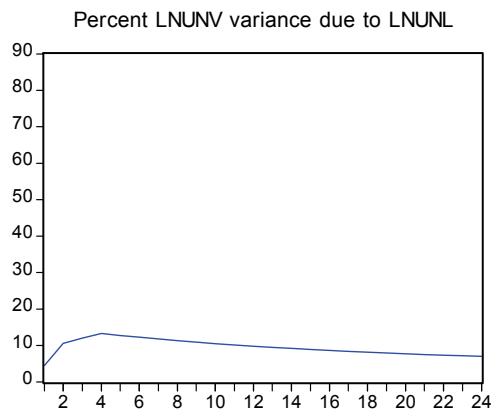
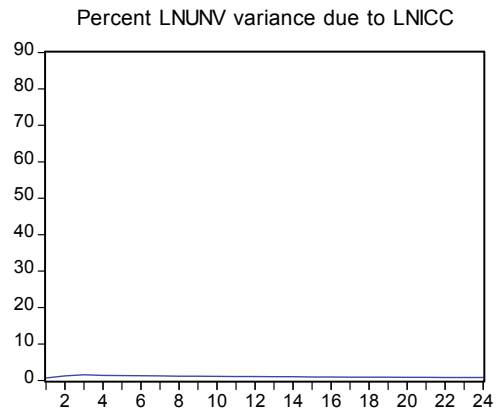
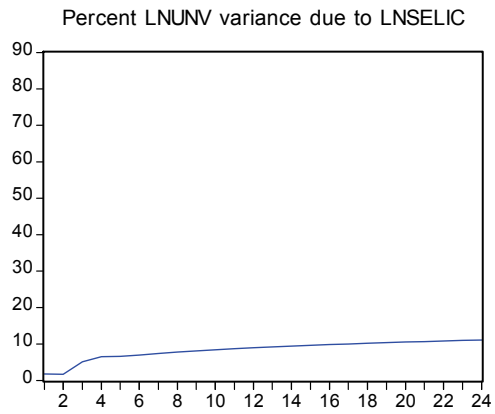
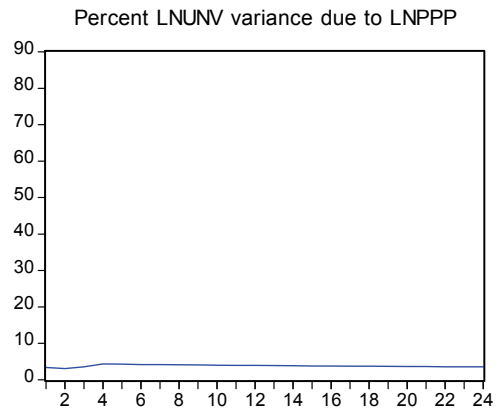
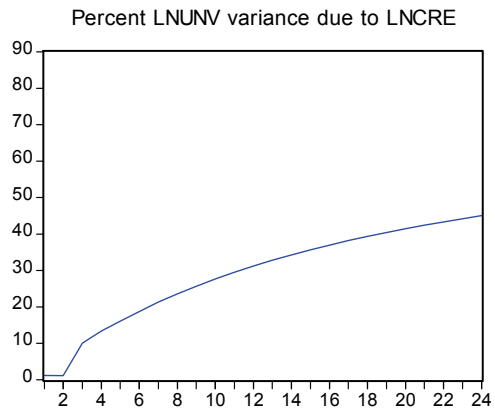
Response to Cholesky One S.D. Innovations



Fonte: Elaborada pelo autor.

Anexo 3: Gráficos da Decomposição de Variância de Cholesky

Variance Decomposition



Fonte: Elaborada pelo autor

IDENTIDADE ECONÔMICA E ARRANJOS FAMILIARES: UM ESTUDO COMPARATIVO ENTRE CEARÁ, RIO DE JANEIRO E SÃO PAULO

Daniel Cirilo Suliano¹

Márcio Veras Corrêa²

RESUMO

Com base na nova metodologia de identificação de arranjos familiares do Censo 2010, esse trabalho objetiva fazer um comparativo socioeconômico entre famílias de cônjuge do mesmo sexo e de sexo diferente em três estados brasileiros com distintas características: Ceará, Rio de Janeiro e São Paulo. A partir da construção teórica do modelo de especialização de Becker (1991), investigou-se diferenças na alocação de trabalho da produção doméstica, no setor de mercado além de padrões de localização com base na preferência sexual. Outras hipóteses foram aventadas tendo como base as normas do contexto social na medida que elas parecem exercer forte influência nas preferências e hábitos de vida das pessoas, de acordo com Akerlof e Kranton (2000). Sob esse prisma, a hipótese de autosseleção também é levantada considerando que aqueles de atitudes mais liberais tendem a declarar de maneira mais espontânea suas preferências sexuais. No que tange ao diferencial de remuneração, mesmo após a inclusão de todas as características observadas, persistiram diferenças estatisticamente significante com relação à preferência sexual, principalmente a favor dos homens gays *via-à-vis* aos homens heterossexuais.

Palavras-Chave: Arranjos Familiares, Preferência Sexual, Produção Doméstica, Normas Sociais, Setor de Mercado.

Classificação Jel: J12; J20; J22.

ABSTRACT

Based on the new method of identifying family arrangements of the 2010 Census, this paper aims to make a comparison between socioeconomic spouse families of the same sex and different sex in three Brazilian states with distinct characteristics: Ceara, Rio de Janeiro and Sao Paulo. From the theoretical construction of the specialization model of Becker (1991), we investigated differences in the allocation of domestic work in the market sector as well as location patterns based on sexual preference. Other hypotheses have been suggested based on the norms of the social context that seem to exert a strong influence on preferences and habits of life, according to Akerlof and Kranton (2000). The hypothesis of self-selection is also raised in those declaring themselves in a more spontaneous sexual preferences. Regarding the differences in pay, even after inclusion of all controls, we observed statistically significant differences that differentiates sexual preference, especially for gay men compared to heterosexual men.

¹ Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Doutorando em Economia (CAEN/UFC). E-mail: daniel.suliano@ipece.ce.gov.br.

² Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC). E-mail: marciovcorrea@gmail.com.

Keywords: Arrangements Family, Domestic Production, Market Sector, Sexual Preference, Social Norms.

Jel Classification: J12; J20; J22.

1. INTRODUÇÃO

A abordagem econômica dentro da ótica de formação familiar tem início a partir do trabalho seminal de Becker (1973) no bojo da tomada de decisão dos casais em relação ao casamento. Subjacente a essa ideia, parte-se da premissa que ela é realizada se, e somente se, os parceiros estão em situação favorável a eles mesmos. Em termos econômicos, isso ocorre se há um aumento na utilidade daqueles envolvidos. Imbuída nessa decisão racional, ressalte-se a miríade de elementos envolvidos na escolha de um companheiro ou companheira para formação de um lar: padrões culturais, geografia, demografia, apenas para citar alguns deles, exercem forte influência na construção familiar. Akerlof e Kranton (2000) observam que até mesmo os elementos de nosso ambiente social fazem parte também de nossas escolhas.

Dentro do contexto econômico, pode-se também relacionar as ferramentas fundamentais da teoria econômica, como a oferta e a demanda. De fato, uma vez que as transformações econômicas da vida moderna vêm requerendo cada vez mais trabalhadores qualificados – via competição no mercado de trabalho e maior empenho por parte das pessoas na busca do sucesso profissional – o custo de oportunidade do casamento precoce acaba aumentando na medida em que os atributos de maior êxito e prosperidade dos indivíduos somente estarão disponíveis em um horizonte maior de tempo levando, sob a ótica racional, a postergação de laços matrimoniais.

Em áreas urbanas, por exemplo, as mulheres superam os homens quantitativamente em decorrência da maior exigência de qualificação e retorno salarial. Assim, partindo-se da hipótese que são os homens que não apresentam maiores predisposições em se casar com mulheres de alto poder aquisitivo, a maior renda masculina nos grandes aglomerados urbanos não somente atrai mulheres mais qualificadas, como também aquelas com menor nível de qualificação reforçando o excedente feminino nessas regiões [Edlund (2005)]. Por outro lado, em áreas rurais, onde a população é mais reduzida, a escolaridade é mais baixa e a proporção de pessoas em carreiras com alto nível de exigência não leva tanto tempo para se consolidar acabam sendo menos sensíveis aos impactos desses fatores [Frank (2009)].

Além disso, mesmo com as inúmeras variações culturais, deve-se enfatizar que as decisões relativas ao casamento sofreram diversas influências institucionais com consequências econômicas. Stevenson (2007) evidencia que os estados americanos que promulgaram leis de divórcio mais flexíveis permitindo maiores facilidades na dissolução matrimonial induziram a menos interesse por parte das mulheres em ter filhos além de uma maior predisposição da parte delas por trabalho em período de tempo integral.

Mais recentemente, não somente no Brasil, mas em outros países do mundo, outras mudanças na formação das estruturas familiares estão em andamento. Particularmente, pode-se destacar a que autoriza o casamento e o reconhecimento de união estável entre pessoas do mesmo sexo (dentro do âmbito jurídico, casamento e união estável não é a mesma coisa). Em termos jurídicos, o casamento é um contrato firmado entre duas pessoas maiores de idade com base no princípio da autonomia de suas vontades sendo ao mesmo tempo o principal instrumento gerador de proteção jurídica ao núcleo familiar. No Brasil, os artigos 1.577 e 1.628 do Código Civil não permitem o acesso ao casamento a pessoas que não sejam de sexo distinto. Todavia, em 2011, o Supremo Tribunal Federal (STF) passou a reconhecer a união

civil entre os homossexuais, o que garante aos casais de mesmo sexo direitos patrimoniais iguais aos dos casais de sexo diferente.

Nesse contexto, a união homoafetiva enquadra-se no conceito de família levando em conta que a jurisprudência passa a conceder a estes casais direitos similares aos casais heterossexuais, tais como pensão por morte, herança, declaração compartilhada do Imposto de Renda, entre outros mais. Quanto ao casamento, recursos interpostos no Superior Tribunal de Justiça (STJ) vêm sendo alvo de polêmica tendo em vista o julgamento envolver ou matéria de direito privado ou competência legislativa ou, novamente, o STF, haja vista envolver exegese constitucional.

Com base na decisão do STF em reconhecer a união civil entre pessoas do mesmo sexo a nova interpretação do conceito de unidade familiar tem sido podada dentro da garantia dos direitos fundamentais a fim de criar uma proteção institucional e resguardar a garantia do direito a todos os cidadãos.

Não muito diferente do âmbito jurídico, as relações homossexuais ficaram longe do escopo econômico. De fato, a organização familiar padrão desde as publicações seminais de Becker (1973, 1991) baseou-se em uma formação familiar padrão: heterossexual, indissolúvel e monogâmica³. Mas, como visto acima, assim como os fatores econômicos e institucionais vem afetando a composição familiar, é provável que a união matrimonial de pessoas do mesmo sexo, com o devido reconhecimento pelo Estado, venha também a ter efeitos no papel que cada pessoa irá exercer na formação do lar.

Até então, os economistas usam a modelagem de Becker (1973, 1974, 1991) na tradicional abordagem da teoria econômica da família. Mas dentro da ótica econômica, o que seria um arranjo familiar? Segundo Becker (1973, 1991), uma unidade econômica é aquela que gerencia a divisão do trabalho entre as atividades domésticas e o emprego no mercado de trabalho maximizando a eficiência econômica da unidade. Nessa concepção, os ganhos obtidos da divisão do trabalho são derivados dos maiores retornos em investimentos que tendem a aumentar a eficiência e a produtividade de cada parceiro (daí o surgimento, desde os primórdios da civilização humana uma divisão do trabalho nos lares). Com efeito, assim como Adam Smith argumentava que a riqueza de uma Nação se daria com base no trabalho e consubstanciada na sua divisão, diferente não poderia ser no núcleo familiar: para ser mais eficiente, cada membro se especializaria em uma tarefa específica de modo a gerar maiores ganhos de produtividade em cada unidade econômica.

Além disso, conforme ressalta Becker (1991), a divisão do trabalho é um fator gerador de economias de escala. Tanto a qualidade como a eficiência do trabalho, como o cuidar das crianças em casa, por exemplo, pode ser mais bem desempenhada por apenas uma pessoa via efeito “*learning by doing*”. De fato, é isso que se observa nas relações laborais de longo prazo: como a experiência permite a aquisição de conhecimentos específicos ao longo dos anos de trabalho – processo conhecido como “*on the job learning*” – e, dessa forma, aumento na produtividade dos trabalhadores com a *tenure*, o efeito direto e significativo, neste caso, se dá nos salários dos trabalhadores [Topel (1991)].

Mas é importante ressaltar que sob o prisma clássico a divisão do trabalho não é tudo. Com base nos mesmos argumentos de David Ricardo para explicar as vantagens do livre comércio, Becker (1991) se valeu do conceito de vantagem comparativa a fim de determinar as relações produtivas familiares não do ponto de vista absoluto, mas no seu modo relativo. Dessa maneira, o que importa na produção familiar são suas habilidades relativas à outra pessoa e não suas habilidades absolutas na produção de algo específico. Dentro da

³ De forma elucidativa e comparativa, Becker (1973, 1991) aborda algumas culturas que fazem ou fizeram uso do casamento poligâmico.

argumentação de Becker (1991), isso explica porque os homens, independentemente da cultura, com o passar do tempo não se dedicaram as tarefas domésticas e criação das crianças, e sim ao provento familiar.

A partir deste paradigma, pode-se também estender esses argumentos dentro das uniões homossexuais. Afinal, decisões familiares e econômicas estão interligadas, independentemente da preferência sexual. Como argumenta Black *et. all.* (2007), tais atividades, como aquelas relacionadas à procriação ou adoção de crianças, estão intrinsecamente ligadas a questões econômicas, incluindo a acumulação de capital humano, oferta de trabalho, escolha profissional, consumo e decisões onde morar.

Ao fazer uso da nova metodologia de identificação de arranjos familiares utilizada no Censo 2010, esse trabalho objetiva fazer um comparativo socioeconômico entre famílias de cônjuge do mesmo sexo e de sexo diferente em três estados brasileiros com características distintas: Ceará, Rio de Janeiro e São Paulo. No caso do Ceará, sua escolha decorre do fato de o Estado ser uma métrica ideal dos valores tradicionais da sociedade brasileira levando em conta está localizado na região Nordeste⁴; o Rio de Janeiro, por sua vez, é um Estado federativo que foi e é sede de megaeventos do Brasil além de ser caracterizado por paisagens paradisíacas; São Paulo, por outro lado, é o maior potencial econômico do país⁵.

A partir da construção teórica do modelo de especialização de Becker (1991), investigou-se não apenas diferenças nos padrões de alocação de trabalho na produção doméstica e no setor de mercado, mas também na localização dos pares com base na preferência sexual. Outras hipóteses foram também aventadas tendo como base as normas do contexto social levando em conta que exercem forte influência nas preferências e hábitos de vida das pessoas [Akerlof e Kranton (2000)].

2. BASE DE DADOS E CONTEXTUALIZAÇÃO

As bases de dados contendo informações sobre gays e lésbicas é algo recente. O provável conservadorismo, associado à forte influência da religião, mesmo nos países desenvolvidos, talvez tenham sido os principais obstáculos no sentido de identificar estatisticamente pessoas que apresentam preferência sexual por outras pessoas do mesmo sexo⁶.

Mas é importante destacar que tal prática sexual não é algo inerente da cultura moderna. De fato, na esteira sociológica, os estudos de Gilberto Freyre da família patriarcal brasileira, além dos relatos de poligamia disfarçada, o autor retratou comportamentos de mulheres ousadas que tinham atração por outras mulheres no carnaval de teatro em Recife.

Dentro de um contexto internacional, a preocupação com base de dados envolvendo preferências sexuais diversas precedeu o reconhecimento legal por parte dos países no que tange a união civil ou casamento entre pessoas do mesmo sexo. De fato, as primeiras pesquisas, a General Social Survey (GSS) e a National Health and Social Life Survey

⁴ Almeida (2007) argumenta que a baixa escolaridade na Região Nordeste é um fator potencializador para esse tradicionalismo.

⁵ Como será visto nas próximas seções, a heterogeneidade das características de cada unidade federativa analisada dará uma maior consistência aos resultados na medida em que eles refletem a ampla diversidade cultural, social e econômica do país.

⁶ A estratégia para definir a preferência sexual foi feita identificando inicialmente se o cônjuge ou companheiro(a) era do sexo diferente ou do mesmo sexo para, em seguida, identificar se a pessoa era ou do sexo masculino (homem gay ou homem heterossexual) ou do sexo feminino (mulher lésbica ou mulher heterossexual).

(NHLS), ambas dos Estados Unidos, continham levantamentos do mercado de trabalho, fatores socioeconômicos, sexo do indivíduo além do gênero de seu parceiro sexual.

Enquanto o NHLS apresenta detalhamentos dos parceiros e práticas sexuais, a GSS não explicita perguntas diretas sobre a orientação sexual dos entrevistados. No caso dessa última, os detalhamentos com relação às práticas sexuais são mais limitados podendo a orientação sexual ser deduzida a partir da relação de convivência (familiar ou conjugal) que a pessoa tem com o responsável pelo domicílio ou com base na prática sexual em algum momento de sua vida⁷. A GSS, por sua vez, é mais antiga – 1989, enquanto a NHLS é de 1992 – podendo, também, devido ao pequeno número de observações de gays e lésbicas, serem agregadas em forma de *pooling*. Black *et. all.* (2003) fez uso de dados agregados da GSS de 1989-1996, enquanto Zavodny (2007) utilizou tanto dados da GSS de 1988-2004 como da NHLS de 1992.

Tanto no Censo de 1990 como no Censo de 2000 os Estados Unidos passaram a ter uma coleta de dados sistemática envolvendo relacionamento conjugal com pessoas do mesmo sexo. Em ambos os recenseamentos, os dados coletados permitiram identificar a pessoa que tinha um(a) parceiro(a) de mesmo sexo com aquele(a) que fosse a pessoa de referência da família. Antes disso, a metodologia de coleta de dados para pessoas que tinham relacionamento conjugal com outras do mesmo sexo consistia em identificá-las como adulto independente (uma espécie de agregado(a) da família). Jepsen (1999) utilizou os dados do Censo de 1990 a fim de testar a modelagem de Becker (1991) e Black *et. all.* (2002) discutiram as distintas características dos casais do Censo de 2000 com base na orientação sexual deles.

Como participante e membro do Grupo de Especialistas das Nações Unidas responsável pelo Programa Mundial sobre Censos de População e Habitação da rodada de 2010, o Brasil revisou e adotou um conjunto de princípios e recomendações em padrões internacionais para os Censos de População. Nesse contexto, foi elaborado um documento⁸ contendo contribuições de diversos especialistas de outros institutos nacionais de estatística do mundo passando algumas sugestões a serem consideradas no planejamento do Censo brasileiro.

Com base nisso, a condição no domicílio brasileiro foi caracterizada através da relação existente entre a pessoa responsável⁹ pela unidade domiciliar (domicílio particular ou unidade de habitação em domicílio coletivo) e cada um dos demais moradores¹⁰ [IBGE (2011)].

Mas é importante também ter em mente, conforme destaca Almeida (2007), que existem vários abismos separando os brasileiros quanto aos valores relacionados ao sexo. Segundo o autor, o Brasil é um país profundamente dividido entre a visão de mundo das

⁷ Utilizando a GSS, Black *et. all.* (2003) definem homossexualidade com base no comportamento sexual que a pessoa teve recentemente (no último ano ou nos últimos cinco anos) ou no passado (desde os 18 anos ou durante a puberdade).

⁸ O documento foi organizado pela Divisão de Estatística das Nações Unidas intitulado de *Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses: Revision 2*. Para maiores detalhes, ver IBGE (2011).

⁹ Considerou-se como pessoa responsável pelo domicílio aquela (homem ou mulher), de 10 anos ou mais de idade, reconhecida pelos moradores como responsável pela unidade domiciliar.

¹⁰ Além da pessoa responsável pelo domicílio, o IBGE caracterizou no Censo 2010 outras dezenove categorias de moradores, de acordo com o grau de parentesco ou convívio social que a pessoa detinha com o responsável pelo domicílio. As duas que envolvem relações conjugais são: cônjuge ou companheiro(a) de sexo diferente para a pessoa (homem ou mulher), de 10 anos ou mais de idade, que vivia conjugalmente com a pessoa responsável pela unidade domiciliar, sendo de sexo diferente, existindo ou não vínculo matrimonial; cônjuge ou companheiro do mesmo sexo para a pessoa (homem ou mulher), de 10 anos ou mais de idade, que vivia conjugalmente com a pessoa responsável pela unidade domiciliar, sendo ambas do mesmo sexo. Para maiores detalhes das demais categorias ver IBGE (2011).

pessoas com escolaridade de nível superior de um lado e a mentalidade das demais escolaridades do outro. Além disso, é de se esperar que tanto a auto-declaração como também o local de moradia de pessoas que tenham um maior grau de liberalismo sexual esteja presente nos grandes centros urbanos [Almeida (2007)]. Mesmo assim, com apenas 7,9% da população com nível superior completo¹¹, não é estranho que ainda 55% dos brasileiros são contra a decisão do STF de autorizar a união estável entre pessoas do mesmo sexo¹².

3. MODELO DE FORMAÇÃO DE UMA UNIDADE ECONÔMICA FAMILIAR EFICIENTE

Sob o prisma econômico, a união conjugal entre os agentes econômicos tem como intuito maximizar a eficiência econômica da unidade familiar. Na formação dessa parceria, dada à presença de informação imperfeita, existem custos para os agentes na construção da relação que podem ser modelados através dos processos de *matching* [Pissarides (2000)].

No modelo a seguir, considerar-se-á o comportamento ótimo dos entes formadores de cada arranjo familiar – aquele que é considerado pelos moradores como responsável pelo domicílio além de seu cônjuge – independentemente da preferência sexual de cada par. O importante para a análise em questão é que o cônjuge seja uma unidade produtiva pertencente à parceria tal que sua escolha via união conjugal seja unívoca (relações de parcerias monogâmicas). Assim, de acordo com Pissarides (2000), em cada período as relações conjugais produtivas serão dadas por uma função *matching*:

$$mC = m(rC, pC) \quad (01)$$

onde C representa a massa de cônjuges, r a taxa de chefes de família, p a taxa de cônjuges e $m(\bullet)$ uma função com retornos constantes de escala. Supondo ainda que m seja uma função homogênea, tem-se:

$$\frac{m(rC, pC)}{pC} = m\left(\frac{r}{p}, 1\right) = m\left(\frac{1}{\theta}, 1\right) = q(\theta) \quad (02)$$

onde $\frac{p}{r} = \theta$ é definido como *market tightness* [Pissarides (2000)]. A expressão anterior define a taxa a qual um solteiro apto a casamento e, portanto, futuro cônjuge, encontra sua contraparte que é categorizada na relação conjugal como responsável pelo domicílio, sejam quais forem suas preferências sexuais (heterossexuais ou homossexuais). Além disso,

$$\frac{m(rC, pC)}{rC} = \frac{pC}{rC} \frac{m(rC, pC)}{pC} = \theta m\left(\frac{1}{\theta}, 1\right) = \theta q(\theta) \quad (03)$$

que corresponde a taxa a qual o potencial cônjuge abandona a condição de solteiro.

A cada período as relações conjugais podem vir a ser destruídas através de um Processo de Poisson mediante choques idiossincráticos com taxa de chegada λ . Sendo assim, o arranjo familiar é formado a partir do encontro entre o potencial cônjuge e seu respectivo chefe domiciliar (ou pessoa responsável pelo domicílio). Ademais,

$$\theta q(\theta) rC \quad (04)$$

é o quantum daqueles que se movem da condição de solteiro para a condição de responsável pelo domicílio. Como esse quantitativo permanece constante, sua dinâmica será dada por:

$$\frac{drC}{dt} = \dot{r} = \lambda(1 - r)C - \theta q(\theta) rC \quad (05)$$

que no *steady state* produz:

¹¹ Ver IBGE (2012).

¹² Pesquisa Ibope Inteligência (2011).

$$r = \frac{\lambda}{\lambda + \theta q(\theta)} \quad (06)$$

Nos modelos de *matching*, a expressão anterior é conhecida como *Beveridge Curve*, que, nesse caso, descreve a relação entre a taxa de chefes de família e a taxa de cônjuges. Seguindo o arcabouço de Becker (1991), a maximização do valor presente dos ganhos ao longo da vida é dada pelo aumento da eficiência de cada ente formador da unidade econômica a partir de uma produção gerada $p > 0$. Nesse caso, tendo $pc > 0$ o custo no qual o potencial cônjuge incorre em encontrar seu potencial parceiro no posto de responsável pelo domicílio, por cada período; J e V o valor presente descontado dos ganhos relacionados com um casamento ocupado e vago por um cônjuge, respectivamente, durante um intervalo de tempo δt , tem-se então:

$$V_t = \frac{1}{1 + r\delta t} (-pc\delta t + q(\theta)\delta t \max(J_{t+\delta t}, V_{t+\delta t}) + (1 - q(\theta))\delta t V_{t+\delta t}) \quad (07)$$

o valor descontado dos ganhos com um casamento vago por um cônjuge.

3. CARACTERÍSTICAS GERAIS E NOVOS ARRANJOS FAMILIARES

Com base na amostra do Censo 2010, foram excluídos da base de dados todas as categorias de moradores que não detinham nenhuma relação conjugal com o responsável pelo domicílio além dele próprio. Assim, utilizou-se apenas cônjuge ou companheiro(a) com ou sem vínculo matrimonial. A partir disso, houve uma divisão em quatro categorias: homem gay, homem heterossexual, mulher lésbica e mulher heterossexual, de acordo a literatura [ver, por exemplo, Black *et. all.* (2003)].

Na tabela 1 a seguir é apresentada a idade média e a raça auto-declarada de cada categoria. Pode-se observar que nos três estados o homem heterossexual é o que detém a maior média de idade seguida da mulher de mesma orientação sexual. O caso do Ceará chama mais atenção na medida em que o homem gay tem uma média de idade de 14 anos a menos que a sua contraparte sexual.

No que corresponde à cor e/ou raça auto-declarada, convém observar que os indígenas, independentemente da categoria e da unidade geográfica, não chegam a representar nem mesmo 1% do cômputo total. Na cor amarela, ocorre uma participação modesta entre os homens gays e as mulheres lésbicas no Ceará (3,3% e 3,5%, respectivamente). Como pode ser também observado, existe um contraste regional intra-grupo entre as cores parda e branca. De fato, enquanto no Ceará a maior representatividade se dá entre os pardos, no Rio de Janeiro e São Paulo a predominância é entre os brancos.

Tabela 1 - Características Pessoais.				<i>continua</i>
	Homem Gay	Homem Heterossexual	Mulher Lésbica	Mulher Heterossexual
Idade Média (medida em anos)				
Ceará				
	31	45	32	41
Rio de Janeiro				
	36	45	35	43
São Paulo				
	34	44	34	43
Cor ou Raça Autodeclarada (em %)				

		Ceará			
Branca	36	27	31	31	
Parda	52	65	60	63	
Preta	8,7	7	5	4	
Amarela	3,3	1,2	3,5	1,4	
Indígena	-	0,2	0,7	0,2	
		Rio de Janeiro			
Branca	59	46	50	51	
Parda	29	38	38	38	
Preta	11	15	12	11	
Amarela	0,7	0,7	0,6	0,8	
Indígena	0,3	0,1	0,1	0,1	
		São Paulo			
Branca	72	62	69	68	
Parda	22	30	25	27	
Preta	5	7	5	4	
Amarela	1,1	1,2	0,4	1,2	
Indígena	-	0,1	0,3	0,1	

Fonte: Cálculos a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

A distribuição geográfica foi observada por três óticas distintas. No caso, analisou-se a distribuição das categorias segundo a situação do domicílio, agrupamentos de municípios limítrofes (regiões metropolitanas) além da distribuição espacial por local de nascimento com relação à unidade federativa.

Inicialmente, destaca-se as diferenças expressivas nas áreas urbana e rural e nas regiões metropolitanas. Conforme observa Glaeser (2011), a força das marés urbanas faz com que as pessoas se aglomerem cada vez mais em grandes áreas metropolitanas como um ímã que atrai cada vez mais pessoas em busca de maior prosperidade econômica. Assim, são áreas mais densas, independentemente da orientação sexual. No entanto, a localização de pessoas com preferências sexuais por outras do mesmo sexo em áreas de maior concentração urbana pode ir além dos fatores econômicos. Sem dúvida, suas oportunidades em termos de interação social, haja vista serem um agrupamento mais restrito, impõe a eles maiores limitações. Além disso, no Brasil, são nas cidades onde as atitudes mais liberais com respeito ao homossexualismo masculino e feminino são mais toleráveis, mesmo que o nível de rejeição ainda seja elevado [Almeida (2007)]. Dentro desse argumento, é de se esperar que nesses ambientes haja maior passividade no que diz respeito à discriminação e menor nível de desaprovção social.

Tabela 2 - Distribuição Geográfica

	Homem Gay	Homem Heterossexual	Mulher Lésbica	Mulher Heterossexual
Situação do Domicílio (em %)				
Ceará				
Urbana	87	75	92	64
Rural	13	25	8	36
Rio de Janeiro				
Urbana	99,5	97	99,3	96
Rural	0,5	3	0,7	4
São Paulo				
Urbana	98	95	97	92
Rural	3	5	3	8
Região Metropolitana (em %)				
Ceará	54	29	53	23
Rio de Janeiro	87	80	88	77
São Paulo	62	48	51	40
Nasceu na Unidade da Federação onde Mora (em %)				
Ceará				
Sim e Sempre Morou	15	21	14	20
Rio de Janeiro				
Sim e Sempre Morou	8	12	11	13
São Paulo				
Sim e Sempre Morou	15	19	15	22

Fonte: Cálculos a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

Como fica claro na Tabela 2, o colosso urbano concentra a maior parte dos grupos, principalmente daqueles com preferência pelo mesmo sexo, conforme já esperado. É de se notar a concentração abissal no Estado do Rio de Janeiro: 99,5% dos homens gays estão nas áreas urbanas. Black *et. all.* (2002) observa que a lógica do padrão urbano é determinante na localização de parceiros homossexuais tendo em vista a maior predominância do clima agradável, cenários paradisíacos e preço dos imóveis valorizados, o que coaduna com o caso fluminense. De fato, dois bairros do Rio de Janeiro – Ipanema e Leblon – são os mais valorizados no Brasil em termos de preço mediano do metro quadrado de lançamentos em 2011 (Lagoa, outro bairro carioca, é o quinto neste mesmo *rank*¹³).

Nos Estados Unidos, Black, Senders e Taylor (2007) evidenciam alto índice de concentração de parceiros do mesmo sexo em cidades costeiras e com climas leves, como San Francisco, Lauderdale, San Diego e Seattle, assim como outros centros urbanos da moda, tais como Nova York, Washington e Austin funcionando estes como refúgio paradisíaco para esses casais (assim como a Região Metropolitana do Rio de Janeiro, a Região Metropolitana de Fortaleza, no Ceará, possuem elevados percentuais de gays e lésbicas sendo que ambas também são caracterizadas por clima ameno e áreas costeiras). Pode-se também argumentar a

¹³ “Os bairros mais cobiçados do Brasil”. *Época*, 9 de Abril 2012.

maior concentração na região fluminense através de uma perspectiva cultural: além de ser sede de megaeventos realizados e a serem realizados ao longo das primeiras décadas do milênio – Jogos Pan-Americanos 2007, Jogos Mundiais Militares 2011, Rio+20 2012, Copa do Mundo da FIFA 2014 e Jogos Olímpicos e Paraolímpicos 2016 – a área tem um forte legado histórico, político e econômico no país tendo em vista ter sido sede da Corte portuguesa, capital da República além do legado transformações urbanísticas de Pereira Passos no início do século passado.

Os mecanismos institucionais parecem também exercer forte influência no arranjo familiar dos casais como pode ser visualizado na Tabela 3 abaixo. No Brasil, as condições de nupcialidade são regidas pela Constituição Federal de 1988¹⁴ e pelo Código Civil brasileiro¹⁵.

As estatísticas matrimoniais deixam claras as diferenças entre casais do mesmo sexo e de sexo distinto. Em primeiro lugar, destaca-se que nos três estados federativos a natureza da união das mulheres lésbicas é de cunho exclusivo de união consensual. No caso dos homens gays, além da união consensual, houve também registro de somente casamento religioso, com destaque para o Ceará, onde a participação foi de 2%. Aqui, cabe frisar as amarras institucionais para realização do casamento civil bem como os princípios que norteiam o casamento religioso como barreiras que impedem suas concretizações para casais do mesmo sexo¹⁶. No caso dos casais heterossexuais, ressalte-se a alta participação do casamento religioso no Ceará quando comparado com os outros dois estados federativos, o que sinaliza, independente da preferência sexual, o maior teor de tradicionalismo no Estado.

No diapasão econômico, existem duas teorias por demanda por filhos. Economistas clássicos como Adam Smith, David Ricardo e Alfred Marshall acreditavam que ciclos exuberantes de crescimento econômico ao elevar a taxa de salários acarretariam um maior número de casamentos precoces além do recrudescimento da taxa de natalidade. Por outro lado, Becker (1991) observa uma conexão entre a estrutura familiar e atividade laboral na medida em que a criação de filhos realoca recursos de outras funções em decorrência do seu custo de oportunidade em termos de consumo e tempo dedicado ao trabalho.

Tabela 3 - Variáveis Associadas à Formação Familiar *continua*

	Homem Gay	Homem Heterossexual	Mulher Lésbica	Mulher Heterossexual
Natureza da União (em %)				
Ceará				
Casamento Civil e Religioso	-	33	-	41
Somente Casamento Civil	-	16	-	18
Somente Casamento Religioso	2	10	-	12
União Consensual	98	41	100	30
Rio de Janeiro				

¹⁴ O Artigo 226 discorre da seguinte maneira: “A família, base da sociedade, tem especial proteção do Estado”. O parágrafo 3 do presente artigo complementa: “Para efeito da proteção do Estado, é reconhecida a união estável entre homem e a mulher como entidade familiar, devendo a lei facilitar sua conversão em casamento”.

¹⁵ O Artigo 1.723 discorre o seguinte: “É reconhecida como entidade familiar a união estável entre o homem e a mulher, configurada na convivência pública, contínua e duradoura e estabelecida com o objetivo de constituição de família”.

¹⁶ Deve-se observar o possível contraste entre a decisão do STF e o parágrafo 3 do artigo 226 da magna carta. Como já destacado, o STF reconheceu a união civil entre pessoas do mesmo sexo e o parágrafo 3 da Constituição reconhece como união estável e entidade familiar apenas a relação entre homem e a mulher.

Casamento Civil e Religioso	-	35	-	47
Somente Casamento Civil	-	16	-	18
Somente Casamento Religioso	0,4	0,9	-	0,8
União Consensual	99,6	48	100	33
São Paulo				
Casamento Civil e Religioso	-	43	-	55
Somente Casamento Civil	-	18	-	19
Somente Casamento Religioso	0,5	1	-	1
União Consensual	99,5	38	100	25
Quantidade de Filhos por Mulher (em %)				
Ceará				
0	-	-	73	11
1	-	-	15	19
2	-	-	6	22
3	-	-	4	16
4 ou mais	-	-	2	32
Rio de Janeiro				
0	-	-	74	15
1	-	-	13	25
2	-	-	8	33
3	-	-	2	16
4 ou mais	-	-	3	11
São Paulo				
0	-	-	71	13
1	-	-	13	22
2	-	-	8	31
3	-	-	5	19
4 ou mais	-	-	3	15

Fonte: Cálculos a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

Ainda fazendo uso da Tabela 3, pode-se observar uma clara diferença entre as mulheres que formam casais do mesmo sexo daquelas que formam casais de sexo distinto com base no total de filhos nascidos até 31 de julho de 2010. Em todos os três estados analisados, mais de 70% das mulheres lésbicas não possuem nenhum filho chegando esse percentual de no máximo 15% no caso das mulheres heterossexuais cearenses. Assim, a preferência sexual parece exercer, realmente, efeitos na demanda por crianças¹⁷.

A Tabela 4 complementa a anterior sob a ótica da acumulação de capital humano, estrutura familiar e divisão do trabalho dentro das famílias. Em certo grau, todas essas decisões estão simbioticamente ligadas. De acordo com Becker (1991), as mulheres, em consonância com seu padrão biológico, são mais compromissadas e dispostas em termos de

¹⁷ Além disso, casais homossexuais enfrentam maiores restrições na produção de proles tanto do ponto de vista biológico como do ponto de vista legal levando em conta que a adoção, neste último caso, enfrenta também maiores barreiras jurídicas.

tempo e energia no cuidado de crianças. Os homens, por sua vez, têm biologicamente mais compromisso alocativo nas atividades de mercado. Assim, prossegue o argumento, a mulher teria vantagem comparativa em relação ao homem na produção doméstica, mesmo realizando investimento similar em capital humano a fim de elevar a eficiência do arranjo da família. Nesse contexto, famílias de gays e lésbicas seriam menos eficientes considerando sua impossibilidade de se beneficiarem da vantagem comparativa decorrente das diferenças sexuais [Becker (1991)].

Ressalte-se ainda que o investimento especializado, seja ele para a produção doméstica seja ele em capital humano, começa na tenra idade – a taxa de retorno do investimento em capital humano é mais alta na juventude – e, portanto, antes do completo conhecimento da orientação de sua preferência sexual, na qual não é frequentemente revelada até a adolescência. Tomando como base uma variante do modelo de Becker (1991), os homens que não almejam formação familiar tradicional, incluindo os gays, se especializariam menos na produção de mercado e, conseqüentemente, em menos investimento em capital humano. Esse mesmo raciocínio se estenderia as mulheres solteiras, inclusive as lésbicas, que, logo na juventude, pautariam suas decisões de investimento em capital humano para produção de mercado [Black *et. all.* (2003)]¹⁸.

Por outro lado, pessoas que desde cedo apresentam preferências sexuais por outras do mesmo sexo podem, enquanto jovens, intensificarem os investimentos em capital humano já que a possibilidade de terem filhos é mais remota o que leva a famílias mais reduzidas para prover sustento. Como destaca Harford (2009), no caso das mulheres, as mudanças de hábitos mediante o surgimento das pílulas anticoncepcionais permitiu a elas melhor planejamento de suas carreiras de um novo modo: em vez de se apressarem para retornar ao mercado de trabalho depois de terem filhos, elas podiam adiar seu afastamento. Conforme seu argumento, o ingresso delas nas faculdades de direito e medicina aumentou conforme a pílula foi se popularizando, já que elas perceberam que poderiam se preparar e se estabelecer em uma carreira sem a necessidade de se tornarem freiras.

De acordo com a Tabela 4, contrariamente a variante do modelo de Becker (1991), os casais homossexuais são mais propensos à acumulação de capital humano, pelo menos em termos de nível de escolaridade. Particularmente, cabe destacar os gays como o grupo detentor das maiores parcelas de pessoas inseridas nos níveis de instrução mais elevados. Além disso, o grupo apresenta um claro contraste regional levando em conta que apenas 5% deles no Ceará possuem nível superior completo contra 31% em São Paulo. As mulheres lésbicas, com exceção do nível superior completo do Estado Ceará, estão inseridas nos maiores níveis de escolarização que suas contrapartes heterossexuais.

Tabela 4 - Nível de Instrução (em %)

continua

Grau de Instrução	Homem	Homem	Mulher	Mulher
	Gay	Heterossexual	Lésbica	Heterossexual
Ceará				
Sem Instrução e Ensino Fundamental Incompleto	28	69	30	57
Ensino Fundamental Completo e Ensino Médio Incompleto	21	13	29	16
Ensino Médio Completo e Ensino Superior Incompleto	46	16	32	21

¹⁸ Como bem observa Black, Senders e Taylor (2007), desde a sua primeira edição, em 1981, teriam existido diversos complicadores para Gary Becker pautar discussões sobre população gay e lésbica, sem falar na ausência de bases de dados para uma análise mais sistemática dessas famílias. Daí a falta de análises mais consistentes, apenas fazendo uma breve discussão das decisões de investimento em capital humano para os jovens que “desviam” do “normal” em termos de sua “orientação biológica”.

Ensino Superior Completo	5	2	7	6
Rio de Janeiro				
Sem Instrução e Ensino Fundamental Incompleto	13	41	18	35
Ensino Fundamental Completo e Ensino Médio Incompleto	14	18	18	19
Ensino Médio Completo e Ensino Superior Incompleto	46	29	42	32
Ensino Superior Completo	27	12	22	13
São Paulo				
Sem Instrução e Ensino Fundamental Incompleto	15	47	22	42
Ensino Fundamental Completo e Ensino Médio Incompleto	14	18	18	18
Ensino Médio Completo e Ensino Superior Incompleto	40	25	40	28
Ensino Superior Completo	31	10	19	12

Fonte: Cálculos a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

Nessa mesma temática, a Tabela 5 exibe os reflexos da maior escolarização dentro do mercado de trabalho. Como se pode observar, a renda média dos casais do mesmo sexo são mais elevadas do que as dos casais de sexo distintos, com destaque para os homens gays, que chegam a ter quase o dobro da renda média dos homens heterossexuais no Ceará. Além disso, usando o critério da razão $R_{10+,40-}$, constata-se que eles são mais desiguais, diferentemente das mulheres lésbicas quando comparadas com as mulheres heterossexuais, que no próprio Estado do Ceará chegam a ser menos desiguais. É importante também registrar, como destacado por Black *et. all.* (2003), que as maiores responsabilidades dos homens heterossexuais, como o cuidar dos filhos, os sujeitam a maior disponibilidade de horas trabalhadas. Assim, nas áreas geográficas analisadas, em média, os homens que são casados com pessoas de sexo distinto trabalham duas horas a mais que aqueles que são casados com pessoas do mesmo sexo.

Tabela 5 - Características do Mercado de Trabalho *continua*

	Homem Gay	Homem Heterossexual	Mulher Lésbica	Mulher Heterossexual
Distribuição do Rendimento Principal do Trabalho (em R\$ de 2010)				
Ceará				
Renda Média	1.045	660	763	570
Renda Mediana	688	510	510	400
Renda Modal	510	510	510	510
Renda no Primeiro Decil	164	0	120	0
Renda no Nono Decil	2.000	1.088	1.300	1.050
R (10+ 40-)	4	3	3	5
Rio de Janeiro				
Renda Média	2.720	1.737	1.824	1.272
Renda Mediana	1.500	990	850	700
Renda Modal	2.000	510	510	510
Renda no Primeiro Decil	580	510	510	300
Renda no Nono Decil	6.000	3.500	4.000	2.500
R (10+ 40-)	6	4	5	4
São Paulo				
Renda Média	2.570	1.688	1.383	1.166
Renda Mediana	1.500	1.000	880	700
Renda Modal	2.000	1.000	1.000	510

Renda no Primeiro Decil	600	510	506	300
Renda no Nono Decil	5.000	3.000	3.000	2.200
R (10+ 40-)	5	3	4	4

Número de Horas Trabalhadas por Semana no Trabalho Principal

	Ceará			
Média	38	41	43	34
Moda	40	40	40	40
	Rio de Janeiro			
Média	41	43	41	37
Moda	40	40	40	40
	São Paulo			
Média	42	44	42	38
Moda	40	40	40	40

Fonte: Cálculos a partir dos dados da amostra do Censo 2010.

Por fim, é importante também tecer algumas considerações com relação às condições de ocupação e ramos de atividade. De acordo com Akerlof e Kranton (2005), a identidade, – conjunto de fatores que caracterizam as pessoas –, consubstanciada nas normas, enfatizam o indivíduo no contexto social. Dentro desse arcabouço, as decisões individuais são induzidas não só por gostos idiossincráticos, mas também por normas sociais internalizadas. Dessa forma, se, de fato, segundo a visão de Almeida (2007) os brasileiros mais liberais em termos de mentalidade sexual são os que têm curso superior completo, apenas estes estarão dispostos e motivados a revelarem suas verdadeiras preferências sexuais.

É possível, ainda, na ótica do modelo ampliado de Becker (1991), que gays e lésbicas adotem padrões de segregação ocupacional. Como na visão de Akerlof e Kranton (2005) as normas influenciam comportamentos para homens e mulheres, o contexto social pode ser o determinante de quais os trabalhos que homens e mulheres devem executar, rotulando, dessa forma, ocupações sobre gêneros.

Dessa maneira, os homens gays, diferentemente dos heterossexuais, ao perceberem que na tenra idade estariam menos suscetíveis a formação de lares tradicionais, passariam a investir menos intensamente na produção especializada de mercado. De acordo com Black *et. all.* (2003), suas escolhas e decisões profissionais no mercado de trabalho estão mais propensas a “ocupações tipicamente femininas”. Nessa mesma linha argumentação, as mulheres lésbicas, ao contrário de suas contrapartes, na perspectiva de seguirem uma carreira mais promissora, estariam dispostas a trabalharem mais horas além de terem um maior apego a força de trabalho em decorrência das menores responsabilidades familiares.

Os dados da amostra permitem observar diferenças tanto nas condições de ocupação como nos ramos de atividade nas diferentes categorias. Por exemplo, os homens gays, comparados com os homens heterossexuais, apresentaram uma elevada taxa de participação nas ocupações de diretoria e gerência e profissionais das ciências e intelectuais¹⁹, ocupações essas que exigem um maior nível de capital humano. No caso das atividades, há também uma alta participação relativa em outras atividades de serviços²⁰.

¹⁹ Na ocupação diretores e gerentes, a participação dos homens gays, tanto no Ceará como no Rio de Janeiro, é mais que o dobro dos homens heterossexuais.

²⁰ No Rio de Janeiro e São Paulo a diferença chega a ser sete vezes maior enquanto no Ceará a diferença é quase onze vezes superior. Existem também diferenças em determinadas atividades que possam a vir gerar segmentação, mas preferiu-se enfatizar essa em particular em decorrência da sua maior possibilidade de não notificação no setor de serviços já que a mesma é categorizada como “outras”.

Assim, é mais provável, dentro do arcabouço teórico ampliado de Becker (1991), que não somente os casais homossexuais mulheres, mas também os casais homossexuais homens, escolham um maior nível de investimento em capital humano que maximize o valor presente dos ganhos ao longo da vida. Além disso, em uma sociedade que não aprova nem o homossexualismo nem outras modalidades alternativas de relações sexuais [Almeida (2007)], não se pode descartar a ocorrência de autosseleção, onde aqueles de atitudes mais liberais e maior ímpeto e motivação se declaram de maneira mais espontânea suas preferências sexuais.

Na concepção de Akerlof e Kranton (2000), os ingredientes da identidade oferecem nova perspectiva sobre os fatores que contribuem para a maior eficácia do papel da educação. De fato, o ambiente escolar é um *locus* transmissor não somente de habilidades, mas também instituições com objetivos sociais e normas sobre *quem* os estudantes devem ser e sobre o *que* os estudantes devem torna-se. Assim, na medida em que estes locais transmitem a determinados grupos sociais um ambiente refratário seja em forma de *bullying*, seja em forma de discriminação, gays e lésbicas podem perceber na educação um mecanismo interruptor desse estigma.

5. ABORDAGEM ECONOMETRICA E SEUS RESULTADOS

Como forma de captar diferenciais de remuneração com base na preferência sexual entre pessoas do mesmo gênero foram estimadas equações de salário a partir do logaritmo do salário do trabalho principal como variável dependente. As especificações econométricas consistiram em três blocos, em que o primeiro adicionou como controle características gerais dos grupos selecionados além de uma *dummy* para preferência sexual tendo os heterossexuais como grupo de controle. Em seguida, adicionaram-se as condições ocupação e ramo de atividade tendo como categorias base ocupações elementares e serviços domésticos, respectivamente, como forma de captar uma diferença de médias entre elas. Além disso, é sabido que algumas pessoas adotam a estratégia de “*job search*” por terem implicitamente um salário abaixo do qual não aceitam participar do mercado de trabalho. Assim, a decisão entre trabalhar ou não depende da comparação do salário oferecido pelo mercado e um implícito salário de reserva. Se for esse o caso, a amostra é não aleatória o que resulta no problema de seletividade amostral. Uma forma de corrigir esse problema é através do uso da metodologia do procedimento de dois estágios de Heckman [Heckman (1979)]. Nesses termos, a especificação econométrica da equação a ser estimada é dada da seguinte maneira:

$$\ln w_i = \beta x_i' + \text{condições de ocupação} + \text{ramo de atividade} + \lambda \text{lambda}_i + \varepsilon_i \quad (08)$$

onde w correspondia ao rendimento bruto mensal no trabalho principal em julho de 2010, x' é um vetor de diversas características observáveis²¹, *condições de ocupação* são nove controles das dez condições de ocupação definidas pelo Censo 2010, *ramo de atividade* são vinte e um controles dos vinte e dois ramos de atividade de acordo com a classificação da CNAE 2.0 do IBGE e λ a razão inversa de Mills, variável explicativa extra, gerada pelo modelo de Heckman de dois estágios a fim de corrigir o problema de viés de seleção.

Os resultados estão resumidos nas Tabelas 6, 7 e 8 para o Estado do Ceará, Rio de Janeiro e São Paulo, respectivamente. As colunas (1)-(3) são regressões separadas para homens, enquanto as colunas (4)-(6) contém regressões separadas para as mulheres (erros padrão entre parênteses). A primeira e quarta coluna, chamadas de (1) e (4), respectivamente, são regressões que não controlam nem a condição de ocupação, nem o ramo de atividade e nem o problema de seletividade amostral. A estratégia inicial é verificar se os resultados irão

²¹ As tabelas 6, 7 e 8 contém os detalhes das características individuais que serviram de controle.

variarem substancialmente com estes controles adicionais e o quão são sensíveis ao problema de vies de seleção.

No caso dos homens, a inclusão dos controles adicionais bem como o controle da seletividade amostral não torna a *dummy* que diferencia os gays dos heterossexuais não significativa, em todos os três estados analisados. Logo, com base na evidência da regressão (3), a hipótese de que os cônjuges do mesmo sexo, em média, ganham entre 30% (Ceará, menor diferencial) e 40% (Rio de Janeiro, maior diferencial) a mais não pode ser rejeitada, mesmo mantendo fixo a condição de ocupação, ramo de atividade e o vies de seleção da amostra. Por outro lado, as estimativas das regressões (4)-(6) são consistentes com um efeito, em média, de até 19% a mais nos ganhos em favor das mulheres lésbicas em São Paulo – no Ceará, não existe diferença estatística entre elas ao passo que no Rio de Janeiro o diferencial ocorre apenas na especificação (1).

As regressões (4)-(6) examinam de maneira adicional se o diferencial salarial em favor das mulheres lésbicas depende não somente das variáveis inclusas nas regressões (1)-(3), mas também do número de filhos e da experiência potencial. A princípio, os modelos de fertilidade têm evidenciado uma relação negativa bastante forte entre a taxa salarial de uma mulher e o número de filhos que ela terá. Com efeito, a melhora no padrão de vida como resultado de um maior crescimento econômico além da elevação no nível de salário das mulheres, sem dúvida, tem acarretado um aumento no custo de oportunidade da procriação, pelo menos nos países desenvolvidos [Angrist, Lavy e Schlosser (2005)]. Ao contrário desse efeito esperado, as especificações (4)-(6) fornecem evidências de que uma elevação na fertilidade eleva a renda principal das mulheres²². Assim, quando o número de filhos aumenta em um, seus salários aumentam em até 14,5% no Rio de Janeiro, mesmo que os resultados sejam não significativos para o Ceará²³.

A diferença nos retornos de capital humano quando analisado em termos de nível de escolaridade, conforme argumenta Borjas (2012), se torna mais lucrativo quanto mais longo for o período de recompensa sobre o qual os retornos do investimento podem ser coletados. Nesse sentido, o capital humano que uma mulher adquire de certa maneira se depreciará durante os anos nos quais ela está envolvida na produção doméstica ou criação de filhos. Especificamente para o Ceará, onde os retornos são mais elevados, as estimativas das regressões (3) e (6) evidenciam que o retorno médio por ter curso superior completo dos homens e mulheres são, respectivamente, 146% e 124%, mesmo que no caso delas se esteja controlando pelo número de filhos e experiência potencial²⁴.

Nas regressões (2)-(3) e (5)-(6), com resultados não visualizados nas tabelas, observou-se diferenças entre homens e mulheres no que tange as variáveis de controles ocupacionais, o que seria uma evidência de agrupamento ocupacional. De acordo com Borjas (2012), as mulheres são segregadas em ocupações específicas, resultado de um clima social no qual elas, desde jovens, são ensinadas que algumas ocupações “não são para garotas” sendo canalizadas para empregos mais “apropriados”.

²² Como já argumentado acima, três economistas clássicos – Smith, Ricardo e Malthus – já previam essa associação positiva entre salários altos e número de filhos em decorrência de melhorias no padrão de vida e maior engajamento nas atividades sexuais.

²³ Os argumentos teóricos dos economistas clássicos partem do pressuposto que é o aumento da renda acima do nível de subsistência o verdadeiro incentivador do nível de atividade sexual e, conseqüentemente, da taxa de fertilidade. Dessa forma, não se pode aqui ignorar o problema de simultaneidade em razão do maior nível de renda também elevar a taxa de fertilidade o que, nesse caso, compromete a interpretação da análise.

²⁴ O cálculo da taxa de retorno da educação superior foi obtida pela expressão $\frac{\partial y}{\partial x} = [\exp(\text{escolaridade}) - 1] \times 100$, sendo *exp* o número de Euler e *escolaridade* a *dummy* que caracteriza ter nível superior completo.

Como já argumentado, em todas as regressões de homens encontra-se uma diferença estatisticamente significativa na *dummy* que diferencia a preferência sexual, mesmo após a inclusão de todos os controles. Embora as estimativas sejam consistentes, a interpretação pode não está clara. Por exemplo, não obstante a escolaridade seja uma boa medida *proxy* de capital humano, ele é apenas uma medida parcial do nível de qualificação que é adquirido antes de a pessoa entrar no mercado de trabalho. Além disso, existe um problema usual nessas estimativas caracterizada pela ausência de uma medida direta de habilidade inata que pode ser potencializada caso os genes que transmitam a homossexualidade masculina desfrutem de alguma vantagem seletiva. Esse problema, de fato, é uma questão biológica e foge do escopo econômico com sua resposta estando a cargo dos geneticistas. Mesmo assim, o uso de outras metodologias, como as de dados em painel através de modelos de regressão com efeitos fixos seria uma alternativa viável para sua solução. No entanto, como já citado, além da base de dados aqui utilizada ser inédita, não existe, no Brasil, nenhuma pesquisa que faça acompanhamento sistemático dos indivíduos e que ao mesmo tempo faça uma pergunta com relação a sua preferência sexual ou sobre o sexo do seu cônjuge.

Tabela 6 - Estimativas da Orientação Sexual no Logaritmo do Salário Anual Principal, Amostra Censo 2010, Ceará

Variáveis Explicativas [#]	Homens			Mulheres		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
gay/lesbica	0,4727 (0,1469)	0,2965 (0,1308)	0,2620** (0,1575)	-0,0138*** (0,1000)	0,0572*** (0,1039)	0,0011*** (0,1084)
escolaridade (nível médio completo)	0,5081 (0,0108)	0,3484 (0,0116)	0,3081 (0,0160)	0,5317 (0,0130)	0,3418 (0,0139)	0,2809 (0,0225)
escolaridade (nível superior completo)	1,2611 (0,0208)	0,9718 (0,0245)	0,8990 (0,0307)	1,2182 (0,0225)	0,9024 (0,0264)	0,8038 (0,0388)
Idade	0,0164 (0,0021)	0,0142 (0,0022)	0,0106 (0,0023)	0,0282 (0,0043)	0,0235 (0,0043)	0,0201 (0,0038)
idade ²	-0,0001 (0,0000)	-0,0001 (0,0000)	-0,000041 (0,000030)	-0,0002 (0,0001)	-0,0002 (0,0001)	-0,0001** (0,0001)
raça branca	0,1552 (0,0099)	0,1136 (0,0099)	0,1131 (0,0099)	0,1743 (0,0119)	0,1302 (0,0118)	0,1227 (0,0120)
número de filhos	- -	- -	- -	0,0224*** (0,0298)	0,0328*** (0,0299)	0,0358*** (0,0266)
experiência potencial (filhos×idade)	- -	- -	- -	-0,0034 (0,0013)	-0,0031 (0,0013)	-0,0033 (0,0011)
experiência potencial ² (filhos×idade ²)	- -	- -	- -	0,000037 (0,000014)	0,000033 (0,000014)	0,000036* (0,000011)
número de horas trabalhadas (logaritmo)	0,3632 (0,0080)	0,3487 (0,0084)	0,3483 (0,0068)	0,3397 (0,0095)	0,3451 (0,0099)	0,3450 (0,0080)
trabalhador formal (contribuinte para instituto de previdência social em algum trabalho)	0,4507 (0,0133)	0,3569 (0,0139)	0,3559 (0,0132)	0,4983 (0,0156)	0,3764 (0,0164)	0,3751 (0,0156)
área urbana	0,4369 (0,0114)	0,3015 (0,0125)	0,1648 (0,0382)	0,4032 (0,0142)	0,2999 (0,0150)	0,1741 (0,0391)
região metropolitana	0,5119 (0,0099)	0,4703 (0,0102)	0,4151 (0,0182)	0,5175 (0,0124)	0,4971 (0,0129)	0,4340 (0,0225)
razão inversa de Mills (λ)	- -	- -	-0,2930 0,0775	- -	- -	-0,2668 0,0767
controles condição de ocupação e ramo atividade	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Constante	3,2429 (0,0507)	3,1788 (0,0528)	3,4500 (0,0865)	3,0241 (0,0820)	3,0131 (0,0830)	3,2954 (0,1094)
R ²	0,36	0,42	-	0,41	0,48	-

Fonte: Estimativas com base na amostra do Censo 2010.

Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. *Variáveis significativas a 5%. **Variáveis significativas a 10%. ***Variáveis não significativas.

Tabela 7 - Estimativas da Orientação Sexual no Logaritmo do Salário Anual Principal, Amostra Censo 2010, Rio de Janeiro

Variável Dependente: Logaritmo do Salário Principal; 52.423 Homens; 34.547 Mulheres.

Variáveis Explicativas [#]	Homens			Mulheres		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
gay/lesbica	0,4525 (0,0703)	0,3792 (0,0734)	0,3417 (0,0853)	0,1227* (0,0666)	0,0741*** (0,0679)	0,0399*** (0,0746)
escolaridade (nível médio completo)	0,3768 (0,0076)	0,2564 (0,0079)	0,2435 (0,0100)	0,3580 (0,0092)	0,2270 (0,0095)	0,2101 (0,0107)
escolaridade (nível superior completo)	1,1777 (0,0132)	0,8588 (0,0168)	0,8211 (0,0184)	1,1484 (0,0156)	0,8097 (0,0196)	0,7724 (0,0195)
Idade	0,0131 (0,0017)	0,0154 (0,0017)	0,0050 (0,0027)	0,0291 (0,0032)	0,0296 (0,0032)	0,0208 (0,0036)
idade ²	-0,0001 (0,0000)	-0,0001 (0,0000)	-0,000020*** (0,000034)	-0,0002 (0,0000)	-0,0003 (0,0000)	-0,0001 (0,0000)
raça branca	0,1852 (0,0067)	0,1313 (0,0065)	0,1356 (0,0082)	0,1713 (0,0080)	0,1140 (0,0079)	0,1160 (0,0085)
número de filhos	-	-	-	0,1451 (0,0290)	0,1197 (0,0290)	0,1418 (0,0282)
experiência potencial (filhos×idade)	-	-	-	-0,0074 (0,0013)	-0,0060 (0,0013)	-0,0070 (0,0012)
experiência potencial ² (filhos×idade ²)	-	-	-	0,000071 (0,000014)	0,000054 (0,000014)	0,000066 (0,000013)
número de horas trabalhadas (logaritmo)	0,3274 (0,0061)	0,2922 (0,0061)	0,2923 (0,0055)	0,3071 (0,0070)	0,3072 (0,0069)	0,3072 (0,0056)
trabalhador formal (contribuinte para instituto de previdência social em algum trabalho)	0,3695 (0,0081)	0,2837 (0,0078)	0,2824 (0,0087)	0,3740 (0,0099)	0,2827 (0,0096)	0,2813 (0,0094)
área urbana	0,2583 (0,0126)	0,1286 (0,0132)	-0,0849 (0,0418)	0,2496 (0,0149)	0,1292 (0,0159)	-0,0336*** (0,0408)
região metropolitana	0,1583 (0,0070)	0,1376 (0,0068)	0,1229 (0,0089)	0,1581 (0,0084)	0,1436 (0,0082)	0,1324 (0,0091)
razão inversa de Mills (λ)	-	-	-0,8711 (0,1547)	-	-	-0,5559 (0,1246)
controles condição de ocupação e ramo atividade	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Constante	4,2739 (0,0429)	4,2669 (0,0425)	4,7475 (0,0987)	3,9483 (0,0675)	3,9576 (0,0675)	4,3417 (0,1083)
R ²	0,37	0,44	-	0,36	0,44	-

Fonte: Estimativas com base na amostra do Censo 2010.

Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. *Variáveis significativas a 5%. **Variáveis significativas a 10%. ***Variáveis não significativas.

Tabela 8 - Estimativas da Orientação Sexual no Logaritmo do Salário Anual Principal, Amostra Censo 2010, São Paulo

Variável Dependente: Logaritmo do Salário Principal; 164.937 Homens; 116.657 Mulheres.

Variáveis Explicativas [#]	Homens				Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
gay/lesbica	0,3731 (0,0611)	0,3295 (0,0591)	0,3191 (0,0555)	0,1924 (0,0529)	0,1233 (0,0509)	0,1167* (0,0530)
escolaridade (nível médio completo)	0,3292 (0,0046)	0,2041 (0,0046)	0,1999 (0,0048)	0,3194 (0,0053)	0,1826 (0,0053)	0,1782 (0,0057)
escolaridade (nível superior completo)	1,0589 (0,0072)	0,6986 (0,0089)	0,6850 (0,0083)	1,0552 (0,0085)	0,6820 (0,0103)	0,6706 (0,0099)
Idade	0,0196 (0,0010)	0,0230 (0,0011)	0,0182 (0,0014)	0,0328 (0,0018)	0,0342 (0,0019)	0,0308 (0,0022)
idade ²	-0,0002 (0,0000)	-0,0002 (0,0000)	-0,000148 (0,000019)	-0,0003 (0,0000)	-0,0003 (0,0000)	-0,0003 (0,0000)
raça branca	0,1757 (0,0040)	0,1204 (0,0039)	0,1190 (0,0042)	0,1639 (0,0046)	0,1049 (0,0046)	0,1027 (0,0049)
número de filhos	-	-	-	0,1006 (0,0164)	0,0801 (0,0166)	0,0914 (0,0173)
experiência potencial (filhos×idade)	-	-	-	-0,0059 (0,0007)	-0,0043 (0,0007)	-0,0048 (0,0008)
experiência potencial ² (filhos×idade ²)	-	-	-	0,000056 (0,000008)	0,000037 (0,000008)	0,000043*** (0,000008)
número de horas trabalhadas (logaritmo)	0,3959 (0,0038)	0,3520 (0,0038)	0,3521 (0,0030)	0,3735 (0,0043)	0,3602 (0,0042)	0,3603 (0,0033)
trabalhador formal (contribuinte para instituto de previdência social em algum trabalho)	0,4772 (0,0048)	0,3424 (0,0047)	0,3421 (0,0045)	0,4670 (0,0057)	0,3335 (0,0056)	0,3332 (0,0054)
área urbana	0,2223 (0,0068)	0,1597 (0,0080)	0,0431** (0,0277)	0,1571 (0,0076)	0,1345 (0,0090)	0,0600 (0,0311)
região metropolitana	0,2391 (0,0039)	0,1777 (0,0038)	0,1713 (0,0041)	0,2370 (0,0046)	0,1948 (0,0045)	0,1924 (0,0046)
razão inversa de Mills (λ)	-	-	-0,3281 (0,0746)	-	-	-0,1946 (0,0778)
controles condição de ocupação e ramo atividade	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Constante	3,9531 (0,0259)	3,8665 (0,0262)	4,0950 (0,0572)	3,7581 (0,0389)	3,6627 (0,0390)	3,8156 (0,0718)
R ²	0,39	0,46	-	0,41	0,47	-

Fonte: Estimativas com base na amostra do Censo 2010.

Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%. *Variáveis significativas a 5%. **Variáveis significativas a 10%. ***Variáveis não significativas.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

As sociedades do século XXI vêm se caracterizando por mudanças de paradigmas, inclusive com relação ao modelo convencional de formação de família. Nesse contexto, este trabalho objetivou fazer um comparativo socioeconômico entre famílias de cônjuge do mesmo sexo e de sexo diferente com base na nova metodologia de identificação de arranjos familiares utilizando a amostra do Censo de 2010 para três estados do Brasil: Ceará, representado os valores tradicionais da sociedade brasileira; Rio de Janeiro, federação sede de megaeventos e paisagens paradisíacas; e São Paulo, estado de maior potencial econômico.

A partir da construção teórica do modelo de especialização de Becker (1991), investigaram-se diferenças na alocação de trabalho da produção doméstica, no setor de mercado além de padrões de localização com base na preferência sexual. Com base na amostra, pode-se pressupor, dentro do arcabouço teórico ampliado de Becker (1991), que não somente os casais homossexuais mulheres, mas também os casais homossexuais homens,

escolham um maior nível de investimento em capital humano que maximize o valor presente dos ganhos ao longo da vida. Todavia, em uma sociedade que não aprova nem o homossexualismo nem outras modalidades alternativas de relações sexuais não se pode descartar a ocorrência de autosseleção, onde aqueles de atitudes mais liberais e maior ímpeto e motivação se declaram de maneira mais espontânea suas preferências sexuais [Almeida (2007)].

As normas do contexto social também exercem forte influência nas preferências e hábitos de vida das pessoas, de acordo com as hipóteses aventadas por Akerlof e Kranton (2000). Nesse contexto, as decisões individuais são induzidas não só por gostos idiossincráticos, mas também por normas sociais internalizadas. Dessa forma, se, de fato, segundo a visão de Almeida (2007) os brasileiros mais liberais em termos de mentalidade sexual são os que têm curso superior completo, serão estes os mais dispostos e motivados a revelarem suas verdadeiras preferências sexuais, o que reforça mais uma vez a possibilidade de ocorrência de autosseleção.

Os ingredientes da identidade são instrumentos que oferecem também nova perspectiva sobre os fatores que contribuem para a maior eficácia do papel da educação. De fato, o ambiente escolar é um *locus* transmissor não somente de habilidades, mas também instituições com objetivos sociais e normas sobre *quem* os estudantes devem ser e sobre o *que* os estudantes devem se tornar. Assim, na medida em que estes locais transmitem a determinados grupos sociais um ambiente refratário, seja em forma de *bullying*, seja em forma de discriminação, gays e lésbicas podem perceber na educação um mecanismo interruptor desse estigma.

As especificações econométricas que captaram diferenciais de remuneração com base na preferência sexual mostram que os cônjuges do mesmo sexo do gênero masculino ganham, em média, entre 30% (Ceará, menor diferencial) e 40% (Rio de Janeiro, maior diferencial) a mais, mesmo após o controle da condição de ocupação, ramo de atividade e viés de seleção da amostra. No caso das mulheres, as estimativas das regressões são consistentes com um efeito médio de 12% a mais nos ganhos em favor das mulheres lésbicas apenas no Estado de São Paulo, após também mantermos fixo todas as características, inclusive o número de filhos e a experiência potencial.

Embora em quase todas as regressões tenha-se obtido uma diferença estatisticamente significativa na *dummy* que diferencia a preferência sexual, a interpretação pode não está clara. Problemas de medida na *proxy* de capital humano e ausência de uma medida direta de habilidade inata são apenas alguns dos problemas que podem está presentes nas estimativas, sem falar nos resultados contrários aos de trabalhos da literatura internacional aqui mencionados, onde os casais homossexuais apresentam ganhos inferiores com relação aos casais com preferências sexuais por sexo distinto.

Mesmo com todas essas ressalvas, é importante fazer esse contraponto entre o caso brasileiro com os demais países com base nos argumentos fundadores de nossa sociologia moderna. De fato, na visão de Gilberto Freyre e Sergio Buarque de Holanda o hibridismo de raças além da concepção do homem cordial foram elementos que personificaram o brasileiro como figura hospitaleira e livre de preconceitos, fazendo-se pressupor, mesmo com sua intolerância quanto a determinadas práticas sexuais, que se admita a identidade de cada um dentro do ambiente laboral com respeito as suas escolhas conjugais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AKERLOF, G. A.; KRANTON, R. E. Economics and Identity. **Quarterly Journal of Economics**, v.115, n.3, p.715-753, aug., 2000.
- AKERLOF, G. A.; KRANTON, R. E. Identity and the Economics of Organizations. **Journal of Economics Perspectives**, v.19, n.1, p.9-32, winter., 2005.
- ALMEIDA, A. C. **A Cabeça do Brasileiro**. Rio de Janeiro: Record, 2007.
- ANGRIST, J. D.; LAVY, V.; SCHLOSSER, A. **New Evidence on the Causal Link Between the Quantity and Quality of Children**. NBER Working Paper 11.835, 2005.
- BECKER, G. S. A Theory of Marriage: Parte I. **Journal of Political Economy**, v.81, n.4, p.813-846, july-aug., 1973.
- BECKER, G. S. A Theory of Marriage: Parte II. **Journal of Political Economy**, v.82, n.2, p.11-26, march-april., 1974.
- BECKER, G. S. **A Treatise on the Family**. Harvard University Press, 1991.
- BLACK, D. A.; GATES, G.; SANDERS, S. G.; TAYLOR, L. J. Why do Gay Men Live in San Francisco? **Journal of Urban Economics**, v.51, n.1, p.54-76, 2002.
- BLACK, D. A.; MAKAR, H. R.; SANDERS, S. G.; TAYLOR, L. J. The Earnings Effects of Sexual Orientation. **Industrial & Labor Relations Review**, v.56, n.3, p.449-469, 2003.
- BLACK, D. A.; SANDERS, S. G.; TAYLOR, L. J. The Economics of Lesbian and Gays Families. **Journal of Economic Perspectives**, v.21, n.2, p.53-70, springer, 2007.
- BORJAS, G. J. **Economia do Trabalho**. Porto Alegre: AMGH Editora Ltda, 2012.
- EDLUND, L. Sex and the City. **Scandinavian Journal of Economics**, v.107, n.1, p.25-44, march, 2005.
- FRANK, R. H. **O Naturalista da Economia**. Rio de Janeiro: Best Business, 2009.
- FREYRE, G. **Sobrados e Mocambos**. Decadência do Patriarcado e Desenvolvimento do Urbano. São Paulo: Global, 1936, reedição de 2004.
- FREYRE, G. **Casa-Grande e Senzala**. São Paulo: Global, 1933, reedição de 2006.
- GÓES, F. Os Grandes Eventos de 2011 a 2016 e seus Legados para a Cidade. In: URANI, A.; GIAMBIAGI, F. (ORG). **Rio. A Hora da Virada**. Rio de Janeiro: Campus, 2011.
- GLAESER, E. L. **Os Centros Urbanos**. A maior invenção da humanidade. Rio de Janeiro: Campus, 2011.
- HARFORD, T. **A Lógica da Vida**. Rio de Janeiro: Record, 2009.
- HECKMAN, J. Sample Selection Bias as a Specification Error, **Econometrica**, v.47, n.1, p.153-161, jan., 1979.
- HOLANDA, S. B. **Raízes do Brasil**. São Paulo: Companhia das Letras, 1936, reedição de 1995.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico 2010**. Características da População e dos Domicílios, 2011.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Informativo para a Mídia N. 50**, 2012.
- JEPSEN, L. K. **An Empirical Analysis of Same Sex and Opposite Sex Couples: Do ‘Likes’ Still Like ‘Likes’ in the ‘90s’?** Northwestern University Institute for Policy Research Working Paper 99-5, 1999.
- PISSARIDES, C. A. **Equilibrium Unemployment Theory**. MIT, Press, 2000.
- RICARDO, D. **Princípios de Economia Política e Tributação**. Editora Nova Cultural, 1996.
- SMITH, A. **A Riqueza das Nações**. Editora Abril, 1983.
- STEVENSON, B. The Impact of Divorce Laws on Marriage Specific Capital. **Journal of Labor Economics**, v.25, n.1, p.75-94, 2007.
- STOCK, H. J.; WATSON, W. M. **Econometria**. Pearson, Addison Wesley, 2004.

TOPEL, R. Specific Capital, Mobility and Wages: Wages Rise with Job Seniority. **Journal of Political Economy**, v.99, n.1, p.145-176, feb., 1991.

ZAVODNY, M. **Is There a 'Marriage Premium' for Gay Men?** IZA Discussion Paper 3.192, 2007.

CRESCIMENTO E CAPITAL HUMANO: UMA ANÁLISE NOS MUNICÍPIOS CEARENSES

Silvando Carmo de Oliveira¹
Francisco José Silva Tabosa²
Fernando Daniel Mayorga³

RESUMO

Este trabalho busca mostrar a importância do capital humano para a explicação do crescimento econômico entre os municípios cearenses entre os anos de 1998 a 2008. Para a explicação do impacto do capital humano no crescimento econômico foram estimados dois modelos. O primeiro modelo é baseado na abordagem neoclássica tradicional, onde o capital humano participa como um insumo a mais na função de produção. O outro modelo segue uma especificação alternativa, tomando como fundamentação teórica os modelos de crescimento endógeno. A estimação dos dois modelos foi realizada utilizando o método de mínimos quadrados ordinários só que com correção para heterocedasticidade, através de uma regressão linear cross-section sobre a taxa de crescimento do produto interno bruto e *per-capita*. Os resultados encontrados mostram que a especificação neoclássica mostrou-se mais adequada para explicar a importância do capital humano no crescimento econômico para os municípios cearenses entre os anos de 1998 e 2008. Já a abordagem alternativa não apresentou resultados conclusivos para os municípios do estado do Ceará.

Palavras-Chave: Capital Humano, Crescimento e Municípios Cearenses.

Jel: I25; E24; O47.

ABSTRACT

This paper seeks to show the importance of human capital for the explanation of economic growth between the municipalities of Ceará from 1998 to 2008. For the explanation of the impact of human capital on economic growth have been estimated two models. The first model is based on the traditional neoclassical approach, where the human capital participates as a raw material in the production function. The other model follows an alternative specification, building theoretical models of endogenous growth. The estimation of two models was performed using ordinary least squares method with correction for heteroscedasticity, through a linear regression cross-section about the growth rate of gross domestic product and *per-capita*. The results show that the neoclassical specification proved to be best suited to explain the importance of human capital in economic growth for the State of Ceará cities between the years of 1998 and

¹ Economista. Doutorando em Economia pelo CAEN/UFC. Professor Assistente do Curso de Ciências Econômicas da UFC Campus Sobral. E-mail: scaoli.oliveira@gmail.com

² Economista. Dr. Professor do Curso de Ciências Econômicas da UFC Campus Sobral. E-mail: franzetabosa@ufc.br

³ Economista. Ms. Professor do Curso de Ciências Econômicas da UFC Campus Sobral. fmayorga@ufc.br

2008. The alternative approach did not provide conclusive results for the municipalities of the State of Ceará.

Key Words: Human Capital; Growth and municipalities of Ceará.

1. INTRODUÇÃO

Tomando como base os modelos acerca da teoria do capital humano, este estudo busca analisar a importância da educação no crescimento econômico nos municípios cearenses no período de 1998 a 2008, levando em consideração as diferenças intermunicipais.

A relação entre capital humano e crescimento vem ganhando alguns refinamentos em relação aos trabalhos iniciais das décadas de cinquenta e sessenta como os de Solow (1956) e Koopmans (1965). No entanto, algumas modificações têm sido feitas em relação aos trabalhos destes autores como a hipótese de endogeneização e a inclusão do capital humano como um fator explicativo do crescimento, e estas formulações foram propostas por alguns autores, tais como Romer (1990) e Barro e Sala-I-Martin (1991).

A literatura convencionalmente tem utilizado duas abordagens para explicar a relação entre capital humano e crescimento: uma primeira seria a abordagem neoclássica na qual mostra ser o capital humano apenas um insumo ordinário na função de produção; e outra abordagem alternativa que tem por base os modelos de crescimento endógeno (abordagem estrutural).

Este artigo baseou-se em duas estruturas: a primeira estrutura é o modelo neoclássico, primeiramente desenvolvido por Lau et al. (1993), e posteriormente por Benhabib e Spiegel (1994). A segunda estrutura refere-se à abordagem estrutural, desenvolvida por Nelson Phelps (1966) e Romer (1990).

O interesse em abordar o enfoque a nível municipal deve-se ao fato da importância do papel que as pesquisas na área de crescimento econômico buscando explicar as desigualdades entre países e regiões.

Este trabalho é dividido em quatro partes além dessa introdução. A segunda parte apresenta a metodologia, com a abordagem neoclássica, a abordagem estrutural e a especificação das variáveis e a base de dados. A terceira parte contém os principais resultados são apresentados. A conclusão encerra este trabalho.

2. METODOLOGIA

2.1. A Abordagem Neoclássica

A estimação da abordagem neoclássica tradicional será feita através de dois modelos: o primeiro modelo estimado seguindo a proposta de Lau et al. (1993) e o segundo modelo básico baseado em Benhabib e Spiegel (1994). Ambos os modelos buscarão verificar evidências acerca do modelo de Solow para os municípios cearenses. Nosso interesse é constatar a importância do capital humano na determinação da taxa de crescimento intermunicipal para o Estado do Ceará.

O primeiro modelo a ser estimado segue a especificação desenvolvida por Lau et al. (1993). O modelo é representado pela equação (1) a ser estimado pela abordagem neoclássica tem a seguinte especificação:

$$Y = F(K, L, H, t)$$

A taxa de crescimento do produto pode ser expressa por:

$$\frac{d \ln Y}{dt} = \frac{\partial \ln F}{\partial \ln K} \frac{d \ln K}{dt} + \frac{\partial \ln F}{\partial \ln L} \frac{d \ln L}{dt} + \frac{\partial \ln F}{\partial \ln H} \frac{d \ln H}{dt} + \frac{\partial \ln F}{\partial t}$$

Tomando-se uma função de produção Cobb-Douglas e aplicando o log da primeira diferença, temos:

$$\ln Y(t) - \ln Y(0) = c + \alpha(\ln K(t) - \ln K(0)) + \beta(\ln L(t) - \ln L(0)) + \delta(H(t) - H(0)) \quad (1)$$

Onde: $Y(t)$ = nível de produto interno bruto no período t^2 ; $K(t)$ = estoque de capital físico no período t ; $L(t)$ = mão-de-obra no período t ; $H(t)$ = estoque de capital humano no período t .

Ainda na abordagem neoclássica estimou-se um segundo modelo através de uma função de produção Cobb-Douglas, fazendo a seguinte modificação; utilizando a taxa de crescimento do capital humano ao invés do nível médio do capital humano como utilizado no modelo anterior, logo:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^\beta e^{\varepsilon_t}$$

Aplicando o log da primeira diferença, temos a equação (2) abaixo:

$$(\log Y_t - \log Y_0) = (\log A_t - \log A_0) + \alpha(\log K_t - \log K_0) + \beta(\log L_t - \log L_0) + \gamma \left(\frac{1}{t} \sum_0^t H_t \right) + (\log \varepsilon_t - \log \varepsilon_0)$$

Assim, temos o segundo modelo, representado pela equação (2).

A principal diferença entre o modelo desenvolvido por Lau et al. (1993) e o de Benhabib e Spiegel (1994) é que no primeiro usa a taxa de crescimento do produto interno bruto enquanto que o segundo utiliza a taxa de crescimento do produto interno bruto *per capita* para explicar o crescimento.

Sendo que para H_t nos usamos $\frac{1}{2}(\log H_t + H_0)$ nas regressões subsequentes como uma *proxy* do nível médio de capital humano, onde: Y_t – nível de renda per capita; L_t – força de trabalho; K_t – capital físico; H_t – capital humano; e A_t – tecnologia

Neste segundo modelo utilizou-se duas variações. A primeira estima à equação (2) tal como foi descrita anteriormente. A segunda utiliza apenas uma variação na equação (2), introduzindo a variável renda inicial, visando controlar o efeito ‘*catching-up*’.

O efeito ‘*catching-up*’ nos diz que quanto maior for o nível de capital humano de uma economia melhor estaria esta preparada para alterar a velocidade do seu estado de convergência, objetivando chegar mais rapidamente no seu estado estacionário, no entanto a economia que apresenta maior nível de capital humano não é necessariamente a economia líder, pois existem outros fatores tais como o nível tecnológico que determinam a velocidade de crescimento de uma economia.

² As variáveis com o índice 0 referem-se ao período inicial ao analisado.

Nelson e Phelps (1966) argüem em última instância que a capacidade da economia para a adoção e implementação de novas tecnologias refere-se ao efeito ‘*catching-up*’, e que este efeito estaria associado ao nível de capital humano da economia, que pode aparecer de diversas formas.

Logo quanto maior for o nível de capital humano de uma dada economia, melhor estaria preparada a mesma para adotar e implementar novas tecnologias, fato este que é utilizado pelas economias líderes que alteram a velocidade do ‘*catching-up*’ e da difusão tecnológica em relação às economias mais atrasadas.

Entretanto a economia que apresenta maior nível de capital humano pode não apresentar maior taxa de crescimento devido ao efeito ‘*catching-up*’. Então para se mensurar de forma mais precisa a importância do capital humano torna-se necessário controlar o nível de renda inicial.

2.2. Abordagem Estrutural

Outra abordagem que agora será tratada foi denominada na literatura de abordagem estrutural e é baseada principalmente nos trabalhos de Nelson e Phelps (1966) e de Romer (1990). Esta abordagem também inclui a participação do capital humano no processo produtivo.

A especificação que usaremos no trabalho foi desenvolvida por Benhabib e Spiegel (1994). A abordagem estrutural avança na análise em relação ao modelo neoclássico tradicional na medida em que considera o capital humano, não apenas como mais um insumo da função de produção e sim como um fator condicionante para a adoção e prática de novas tecnologias.

O modelo desenvolvido por Benhabib e Spiegel (1994) busca captar principalmente dois fatores:

- a) o primeiro seria o efeito ‘*catching-up*’ desenvolvido por Nelson e Phelps (1966);
- b) o segundo, adaptado do modelo de Romer (1990), onde o efeito da geração de novas tecnologias tem o capital humano como um fator condicionante e determinante.

Romer (1990) busca analisar os tipos de incentivos existentes no mercado para a alocação da mão-de-obra entre os setores da economia, ou seja, os de bens finais e o de pesquisa. Porém esta análise será desconsiderada neste trabalho, já que as causas e os efeitos que determinam a alocação do capital humano entre os dois setores não serão investigados.

Estaremos preocupados em analisar a natureza endógena do crescimento econômico e o progresso técnico. Outra suposição que adotaremos do trabalho de Benhabib e Spiegel (1994) é a de que o nível de capital humano em cada setor é uma variável exógena.

Assim a taxa de crescimento da tecnologia levando-se em consideração os efeitos mencionados acima será determinada por:

$$\frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = g(H_i) + c(H_i) \left[\frac{\max_j A_j(t) - A_i(t)}{A_i(t)} \right], \quad i=1, \dots, n \quad (3)$$

Sendo que o termo $g(H_i)$ é a taxa de crescimento endógena que é determinada pelo nível de capital humano da economia. O termo $c(H_i)$ nos mostra o efeito ‘catching-up’, e o termo $[\max A_j(t) - A_i(t) / A_i(t)]$ refere-se ao gap tecnológico entre a economia líder utilizando o índice ‘j’ em relação as demais economias, sendo que $\partial c / \partial h > 0$.

Assim, o modelo que era estimado tomando como base a abordagem estrutural terá a seguinte especificação, sendo a função de produção Cobb-Douglas, temos:

$$Y_t = A_t(H_t) K_t^\alpha L_t^\beta e^{\varepsilon_t}$$

Aplicando o log da primeira diferença na função acima, temos o terceiro modelo representado pela equação (4) abaixo;

$$(\ln Y_t - \ln Y_0) = [\ln A_t(H_t) - \ln A_0(H_0)] + \alpha(\ln K_t - \ln K_0) + \beta(\ln L_t - \ln L_0) + (\ln \varepsilon_t - \ln \varepsilon_0)$$

Sendo esta a equação (4), onde o termo $[\ln A_t(H_t) - \ln A_0(H_0)]$ que tem por base o crescimento do fator total de produtividade, que pode ser compreendido de acordo com o exposto anteriormente como a equação (5) abaixo, que representa o quarto modelo a ser estimado:

$$[\ln A_t(H_t) - \ln A_0(H_0)]_i = c + g(H_i) + mH_i \left[\frac{Y_{\max} - Y_i}{Y_i} \right]$$

Onde o termo c representa o progresso técnico exógeno; e $g(H_i)$ representa o progresso técnico endógeno associado à habilidade específica da economia ‘i’, e $mH_i[Y_{\max} - Y_i / Y_i]$ representa a difusão de tecnologia externa da economia líder em relação as demais.

O ‘ Y_{\max} ’ é usado como uma proxy da economia com nível tecnológico mais avançado. A equação que estimaremos para a abordagem estrutural será a equação (4), substituindo o termo $[\ln A_t(H_t) - \ln A_0(H_0)]$ pela equação especificada em (5).

Logo, podemos verificar como afirma Andrade (1997), que quanto maior o nível de capital humano doméstico, maior a capacidade de geração interna de tecnologia, e quanto maior o ‘gap’ tecnológico existente entre a economia líder e as demais economias maiores a taxa de crescimento da tecnologia no país ‘i’. O termo associado ao componente ‘catching-up’ sugere que mudando o nível de capital humano constante entre as economias, aquelas com nível de produtividade inicial mais baixo, devem crescer mais rápido.

2.3. Especificação das Variáveis e Dados

A estimação do modelo de Lau et al. (1993) e o de Benhabib e Spiegel (1994) foi realizada utilizando o método de mínimos quadrados ordinários e posteriormente foi feito o teste de White para verificar a ocorrência de heterocedasticidade. Os resultados dos testes detectaram a presença de heterocedasticidade sem, contudo poder precisar qual a variável que estava causando tal fato.

A correção de heterocedasticidade foi feita utilizando as variáveis explicativas para correção. Feito isso estimamos os dois modelos utilizando mínimos quadrados com dados transversais só que com correção para heterocedasticidade, através de uma

³ Romer (1990) argue que o nível de capital humano pode ter como influencia a taxa de crescimento de A.

regressão linear *'cross-section'* sobre a taxa de crescimento do PIB e do PIB per capita entre os períodos de 1998 a 2008 para os municípios cearenses.

A escolha deste período tem por justificativa a maior disponibilidade de dados, já que estávamos buscando analisar o maior intervalo de tempo possível, porém ficamos limitados a este período acima mencionado, obviamente que a disponibilidade de dados para um período maior se justificaria porque permitiria analisar as mudanças estruturais em relação ao nível de capital humano ao longo do tempo.

Faremos agora a descrição das variáveis utilizadas no modelo. Todas as variáveis estão presentes na Tabela 1 no Anexo:

— $Y(t)$: produto interno bruto para cada município. Tanto para o PIB de 1998 bem como para 2008 os dados foram extraídos do Anuário Estatístico do Ceará 2000 versão 'cd room' e Anuário Estatístico do Ceará 2010 versão 'cd room'.

Podemos observar que no período analisado, a taxa de crescimento do produto interno bruto foi positiva para todos os municípios, variando de 0,12% para Acarape até 2,48% em São Gonçalo do Amarante, apresentando uma variação média para o estado em 1,18% para os municípios analisados⁴.

Observamos que a dispersão nas taxas de crescimento foi bastante próxima, podemos observar nos dados a tendência de convergência da renda entre os municípios do Ceará através da análise observamos que os municípios menores apresentaram uma taxa de crescimento maior em relação aos maiores, ou seja, os municípios que tinham um nível de produto inicial mais baixo em 1998 foram os que mais cresceram com algumas exceções.

— $YPC(t)$: produto interno bruto per capita para cada município (produto interno bruto dividido pela população residente de cada município). A taxa de crescimento do PIB per capita apresenta dispersão bem maior àquela observada para o nível do produto interno bruto, apesar de quase todos os municípios apresentarem variações positivas tivemos algumas variações isoladas negativas para alguns municípios, variando novamente em -3,17% para o município de Jati e 2,49% para o município de Juazeiro do Norte, apresentando uma média para o estado do Ceará em relação aos municípios analisados de 0,03%.

Um ponto interessante é que o município de Fortaleza teve um crescimento positivo para o PIB per capita de 0,73% abaixo da média que por sua vez também apresentou um crescimento do produto interno bruto positivo em 1,26%, acima da média.

Dentre os municípios mais importantes para o estado do Ceará, verificamos que os municípios de Caucaia, Crato e Juazeiro do Norte, Sobral e Maracanaú tiveram taxas decréscimo acima da média de 0,26%, 0,10%, 2,49%, 0,39% e 2,86% respectivamente.

Já os municípios menos importantes os que mais cresceram além de Iguatu foram Quixeramobim, Guaiuba, Granja e Graça com taxas de crescimento de 2,14%,

⁴ Ver Tabela 1 no Anexo.

1,93%, 1,41%, 1,28%, e 1,18% respectivamente. Estes resultados sugerem que os municípios estão se aproximando do nível de estado estacionário.

Assim podemos verificar que os resultados acima condizem com a hipótese de convergência condicional, apresentado na literatura, só que agora aplicados para o caso municipal, que os municípios com renda mais baixa em 1998 cresceram mais rápido do que os municípios mais avançados tecnologicamente, tendo, porém algumas exceções.

— K(t): estoque de capital físico dos municípios, para isso utilizamos o consumo de energia elétrica industrial, comercial e rural em mwh de cada município, dados estes que foram coletados do anuário estatístico do Ceará (2000:2010), só que a versão 2000 utilizou-se o 'cd room' publicado pelo IPECE⁴.

A escolha da variável consumo de energia elétrica deve-se ao fato de vários trabalhos utilizarem esta variável como proxy de capital físico e a mesma apresenta a vantagem de evitar erros de superestimação do estoque de capital físico, na medida em que mensura apenas uma parte do capital físico da economia.

A taxa de crescimento do consumo de energia elétrica entre os municípios não apresentou grande dispersão, enquanto Acarape apresentou taxa de crescimento do consumo de energia elétrica negativa de -0,19% os municípios de Eusébio, Horizonte e Maracanaú apesar de apresentarem taxas de crescimento positiva forem os municípios que apresentaram as menores taxas de crescimento entre os demais, com 0,19%, 0,34% e 0,32% respectivamente.

A taxa média de crescimento para os municípios analisados foi de 1,02%. As maiores taxas de crescimento foram dos municípios de São Gonçalo do Amarante, Quixeré, Icapuí, Itatira e Limoeiro do Norte com 2,27%, 2,06% 1,70%, 1,42% e 1,42 respectivamente.

Um fato que vale ressaltar é que a taxa de crescimento do município de Fortaleza apesar de ter sido positiva 1,07% cresceu apenas um pouco acima da média do estado, enquanto podemos observar que os municípios que tiveram as maiores taxas de crescimento da capacidade instalada pertencem à grande região metropolitana de Fortaleza, com exceção do município de Quixeré, fato este explicado pela expansão industrial de Fortaleza para estes municípios decorrentes possivelmente de algum fator atrativo local.

Agora observando a variação em torno da média num um ponto de tempo específico digamos 1990 verificamos que a dispersão entre os municípios já é significativa, enquanto São Gonçalo do Amarante tem uma taxa de 2,27% o município de Acarape apresentou uma taxa de -0,19% ficando esta diferença em 6,09%.

Para o ano de 1999, Fortaleza apresentou uma taxa de 7,65% enquanto o município de Deputado Irapuan Pinheiro apresentou uma taxa de 2,66% ,ficando a diferença em 2,46%.

Verificamos então que a diferença da capacidade instalada entre estes anos teve uma redução um pouco significativa o que pode ser explicado pelo baixo grau da capacidade instalada dos municípios menores.

— L(t)⁵: força de trabalho. Para esta variável a análise foi feita utilizando-se a variável número de empregos formais existentes para os municípios do Ceará, dados

⁴ Instituto de pesquisa do estado do Ceará.

⁵ Os dados para a média anual foram calculados utilizando a seguinte metodologia. Exemplo: Calculando a taxa de crescimento da PEA $[\ln(L_{08}/L_{98})/184]*100$.

estes obtidos pela foram coletados do anuário estatístico do Ceará (2000:2010), só que a versão 2000 utilizou-se o ‘cd room’ publicado pelo IPLANCE. A utilização desta variável como proxy deve-se ao fato de a mesma gerar menos distorções na análise.

A taxa de crescimento da força de trabalho apresentou uma dispersão significativa para os municípios cearenses, enquanto os municípios de Forquilha, Itaitinga, Novo Oriente e Redenção cresceram a taxas negativas com -0,08%, -0,03, -0,12 e -0,02% respectivamente, Fortaleza cresceu discretamente a taxa de 0,73%, enquanto a média do estado ficou em 0,96%.

Um aspecto importante é que os municípios cearenses que mais cresceram foram os que fazem parte da grande região metropolitana de Fortaleza, como Eusébio e Ibicuitinga com taxas de crescimento de 2,45% e 2,46% respectivamente. Podemos também citar isoladamente o município de Jijoca de Jericoacoara que não faz parte da região metropolitana de Fortaleza que obteve o maior crescimento de 3,17%.

— H(t): estoque de capital humano dos municípios. Para esta variável utilizamos os dados do anuário estatístico do Ceará (2000:2010) sendo a versão 2000 em ‘cd room’ e os dados do censo demográfico 2000.

A construção da variável H(t)⁶ foi feita da seguinte maneira: utilizou-se as informações sobre matrícula inicial no ensino médio (MIEM) e matrícula inicial no ensino fundamental (MIEF) para os anos de 1998 e 2008 e as informações sobre a taxa de alfabetização para os anos acima mencionados.

Então a construção para o índice de educação foi feita da seguinte maneira: Como este índice já tinha sido construído para os estados brasileiros nos anos de 1970, 1980, 1991, 1995 e 1996, e consiste de uma combinação entre a taxa de alfabetização de adultos e a taxa combinada de matrícula nos níveis de ensino fundamental, médio e superior (PNUD.IPEA.FJP.IBGE., 1998). No caso dos municípios cearenses a construção do índice para escolaridade foi feito adaptando a metodologia acima mencionada de acordo com as informações disponíveis para as variáveis.

A taxa de alfabetização de adultos nada é mais do que a razão entre o número de pessoas com 15 anos ou mais de idade que são capazes de ler e escrever um bilhete simples em sua língua nativa e o número total de pessoas com 15 anos ou mais no ano de referência expressa em porcentagem. Para o ano de 1998 utilizamos como proxy o número de pessoas com 5 anos ou mais de idade, e para o ano de 2008 utilizamos os dados do Anuário Estatístico do Ceará 2010 tomando como proxy o número de pessoas com 10 anos ou mais de idade total e alfabetizada.

Já a taxa de matrícula nos três níveis de ensino consiste no somatório das pessoas matriculadas nos ensino fundamental médio e superior, dividido pelo número de pessoas com idades de 7 a 22 anos no ano de referência, expressa em porcentagem (PNUD.IPEA.FJP.IBGE., 1998). No presente trabalho, utilizamos apenas as variáveis matrículas no ensino médio e fundamental, devido a disponibilidade de informações, dividido pelo número de pessoas com idades de 5 a 19 anos como proxy.

O índice de educação para cada município do estado “i” (Educ i) cuja taxa de alfabetização é A_i e a taxa combinada de matrícula M_i, é calculado da seguinte forma:

$$\text{Educ}_i = (2/3).A_i + (1/3).M_i = (2A_i + M_i)/3$$

⁶ O cálculo da variável H(t) para alguns municípios que em 1998 e 2008 não tinham informações para a variável MIEM foi feita utilizando apenas a variável MIEF como fator de ponderação.

O valor do índice situa-se no intervalo fechado entre zero e um e, quanto mais próximo da unidade, mais significativo será o índice para o município em questão.

Apesar da importância da variável capital humano para o crescimento econômico os governantes parecem não ter dado muita atenção, pois o índice médio de crescimento entre 1998 e 2008 apesar de positivo em 0,08%, ainda deixa a desejar, o que não deixa de ter a sua importância.

Apesar de que todos os municípios cearenses tiveram índices de crescimento positivos, como por exemplo, Orós e Penaforte tiveram os piores índices (-0,015%) e (-0,018%) respectivamente, já o município de Fortaleza teve crescimento em índice de 0,003%, apesar do crescimento médio ter ficado em 0,08%.

A nota boa fica para os municípios de Amontada, Barro, Croatá, Deputado Irapuan Pinheiro, Ibicuitinga e Jijoca de Jericoacoara com índices de crescimento de 0,15%, 0,18%, 0,16%, 0,18%, 0,15% e 0,16% respectivamente. Logo verificamos uma pequena dispersão no nível de crescimento da variável $H(t)$ entre os anos de 1998 a 2008.

Uma possível explicação para o “grande” crescimento positivo de alguns municípios, já que a grande maioria apresentou crescimento acima da média, é que possivelmente tais municípios encontravam-se a níveis tão baixos que qualquer incremento faz com que a variação seja bastante elevada.

— $A(t)$: nível tecnológico e é representado pela constante de tendência.

3. RESULTADOS

Feito a descrição das variáveis, estimamos o primeiro modelo que é dado pela equação (1) vista anteriormente que segue a especificação de Lau et al. (1993). Os resultados apresentados na tabela 1 mostram-se pouco significativos.

Porém este resultado para os municípios era esperado como verificado na Tabela 2 abaixo apesar da elasticidade ter sido positiva, observamos que os resultados não são estatisticamente significantes, apesar de que a taxa de crescimento do índice de capital humano para os municípios cearenses ter sido de 0,08%, o que denota ainda mais a importância desta variável na busca de explicação do crescimento.

Tabela 1– Resultados obtidos com o modelo de Lau et al.(1993) para os municípios cearense: 1998-2008.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.240583	0.036128	6.659231	0.0000
α	0.895001	0.031546	28.37120	0.0000
β	0.014486	0.014457	1.002079	0.3177
δ	0.001690	0.001931	0.875449	0.3825
R-squared	0.822946		Mean dependent var	1.185619
Adjusted R-squared	0.819995		S.D. dependent var	0.260383

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Como os resultados obtidos com o primeiro modelo não foram satisfatórios, fizemos um corte transversal selecionando os municípios com os 14 maiores PIB's e rodamos novamente o modelo.

Os principais municípios selecionados são: Aquiraz, Caucaia, Crato, Eusébio, Fortaleza, Horizonte, Iguatu, Juazeiro do Norte, Maracanaú, Pacajus, Pacatuba, Russas, São Gonçalo do Amarante e Sobral.

Podemos verificar na Tabela 2 abaixo que o coeficiente estimado para o capital humano também se mostra estatisticamente insignificante.

Tabela 2 – Resultados obtidos com o modelo de Lau et al.(1993) para os 14 maiores PIB's municípios cearenses: 1998-2008.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.333712	0.111675	2.988245	0.0136
α	0.904250	0.074134	12.19747	0.0000
β	0.016456	0.066607	0.247062	0.8099
δ	0.003623	0.012230	0.294063	0.7747
R-squared	0.947512		Mean dependent var	1.184491
Adjusted R-squared	0.931766		S.D. dependent var	0.539150

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Apresentamos em seguida algumas variações do modelo de Lau et al.(1993). Tomando o modelo como se segue, observamos o mesmo modelo só que com a restrição de retornos constantes de escala, fazendo a análise apenas para os municípios com catorze maiores PIB's. Ou seja, a variável δ passa a ser igual a $\delta = 1 - \alpha - \beta$. Os resultados estão na Tabela 3, e não apresenta validade nos retornos constantes de escala, já que o coeficiente β é estatisticamente insignificante.

Tabela 3 – Resultados obtidos com a restrição de retornos constantes de escala para os 14 maiores PIB's municipais: 1998-2008.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.284372	0.083648	3.399612	0.0059
α	0.946424	0.040851	23.16746	0.0000
β	0.052498	0.040263	1.303887	0.2189
R-squared	0.945018		Mean dependent var	1.184491
Adjusted R-squared	0.935022		S.D. dependent var	0.539150

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Posteriormente, estimou-se o modelo de Lau et al. (1993) com o restante dos municípios (170 municípios), como podemos verificar na Tabela 4 abaixo. Os resultados mostraram novamente que o resultado apresentado para o coeficiente do capital humano não é significativo.

Tabela 4 – Resultados obtidos do modelo de Lau et al. (1993) para os 170 municípios cearenses: 1998-2008.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.202108	0.041187	4.907057	0.0000

α	0.915093	0.037409	24.46198	0.0000
β	0.014819	0.014303	1.036033	0.3017
δ	0.002498	0.001861	1.342600	0.1812
R-squared	0.793458		Mean dependent var	1.185711
Adjusted R-squared	0.789725		S.D. dependent var	0.225954

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Por fim, para corroborar com os resultados acima, rodamos novamente o modelo agora incluindo todos os municípios buscando captar os efeitos diferenciados do capital humano entre os municípios cearenses. Introduzimos no modelo uma variável Dummy, que assume valor “1” para os municípios que apresentam os maiores 14 maiores PIB’s já citados anteriormente e valor “0” para os demais. Assim, buscamos identificar se ocorreram mudanças estruturais significantes entre os municípios menos desenvolvidos e os mais desenvolvidos do ponto de vista educacional. Logo, o coeficiente δ passa a ser igual a $\delta = D * \delta$, onde D representa a variável Dummy. Os resultados são apresentados na Tabela 5 abaixo:

Tabela 5 – Resultados obtidos com o modelo com a variável dummy: 1998-2008.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.234045	0.033351	7.017607	0.0000
α	0.904215	0.030163	29.97793	0.0000
β	0.019478	0.013267	1.468209	0.1438
δ	0.014492	0.003603	4.021890	0.0001
R-squared	0.836853		Mean dependent var	1.185619
Adjusted R-squared	0.834134		S.D. dependent var	0.260383

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Observamos então que o coeficiente do capital humano passa a ser também significativo com a inclusão da Dummy e que o crescimento da taxa de crescimento do coeficiente de capital humano fica em torno de 1,4%.

O segundo modelo a ser estimado segue a especificação desenvolvida por Benhabib e Spiegel (1994), ainda seguindo a abordagem neoclássica só que para os municípios com os dez maiores PIB’s já citados. Para este modelo estimamos duas especificações, uma primeira relacionando a taxa de crescimento do produto interno per capita para os municípios cearenses com a taxa de crescimento da força de trabalho, taxa de crescimento do capital físico e o nível médio do log do capital humano para o período de 1998/2008, e uma segunda especificação relacionando a taxa de crescimento do produto interno bruto per capita com as mesmas variáveis citadas anteriormente agora incluindo a renda inicial 1998 como variável de controle.

A diferença entre o modelo Lau et al. (1993) e Benhabib e Spiegel (1994) é que este último ao invés de relacionar o PIB como variável dependente utiliza o PIB per capita como variável dependente e a variável capital humano utilizamos o nível médio do log do capital humano ao invés da variação de escolaridade media nos municípios cearenses.

Tabela 6 – Resultados obtidos com o modelo de Benhabib e Spiegel (1994): 1998-2008.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.149480	9.385133	-0.015927	0.9873
α	-0.362391	0.236086	-1.534997	0.1266
β	-0.177699	0.105701	-1.681141	0.0945
δ	0.157580	1.970270	0.079979	0.9363
R-squared	0.032042		Mean dependent var	0.056580
Adjusted R-squared	0.015819		S.D. dependent var	0.837396

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Os resultados encontrados sugerem que a especificação de Lau et al. (1993) é bem mais ajustada que a especificação de Benhabib e Spiegel (1994) para a variável capital humano, que apesar de apresentar elasticidade bastante positiva o que pode possivelmente ser explicado devido ao fato de estarmos utilizando o nível médio do log do capital humano.

Os resultados encontrados sem controle de renda inicial, em relação ao capital humano pode ser justificado, possivelmente pelo fato desta variável estar captando os efeitos da renda per capita inicial que teve média negativa em $-0,14\%$ em 2008, e ao contrário da renda todos os municípios apresentavam níveis de escolaridade positivos em 1998.

Agora analisando a variação do modelo com controle para renda inicial, o coeficiente do capital humano apesar de apresentar sinal positivo o seu coeficiente é mais do que quatro vezes o sinal encontrado para o modelo como já era esperado, a nível de significância de 5%.

Tabela 7 – Resultados obtidos com o modelo de Benhabib e Spiegel (1994) com controle de renda inicial (1990): 1998-2008.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-13.64674	8.177360	-1.668844	0.0969
α	-0.312874	0.201611	-1.551875	0.1225
β	-0.232870	0.090475	-2.573867	0.0109
δ	4.184824	1.751609	2.389131	0.0179
m	-0.561050	0.068203	-8.226230	0.0000
R-squared	0.298669		Mean dependent var	0.056580
Adjusted R-squared	0.282909		S.D. dependent var	0.837396

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Os resultados obtidos também corroboram a hipótese de convergência da renda per capita para os municípios cearenses, conforme visto anteriormente, já que o coeficiente para a renda per capita inicial é negativo e significativo.

O terceiro modelo a ser regredido, esta descrito em 2.2., e segue a especificação estrutural descrita por Benhabib e Spiegel (1994). A especificação estrutural, ao contrário do resultado encontrado pelos dois autores nos mostra que tem um bom ajuste para explicar o crescimento do produto interno bruto per capita dos municípios cearenses entre os anos de 1998/2008.

Tabela 8 – Resultados obtidos com o modelo estrutural. 1998-2008.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.142841	1.717482	1.247664	0.2138
α	-0.000788	0.013862	-0.056871	0.9547
β	-3.097547	0.422581	-7.330075	0.0000
δ	-0.342789	0.206978	-1.656160	0.0995
	-0.047127	0.092862	-0.507494	0.6124
R-squared	0.260260		Mean dependent var	0.056580
Adjusted R-squared	0.243637		S.D. dependent var	0.837396

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

De todos os modelos rodados este é um dos que apresenta menor poder de explicação. Observamos que os coeficientes referentes ao crescimento endógeno não apresenta o sinal esperado e o coeficiente referente ao componente ‘catching-up’ apresenta sinal esperado, ou seja, o de crescimento endógeno apresenta sinal negativo e o referente ao ‘catching-up’ apresenta sinal negativo.

3. CONCLUSÕES

Neste trabalho procuramos destacar a importância que as questões regionais vêm ganhando ultimamente nos debates acadêmicos dando ênfase especial ao capital humano.

Buscamos demonstrar ao longo deste trabalho que existe uma verdadeira preocupação científica e social sobre o potencial da educação dentro de um conjunto de fatores.

Apesar da educação ser somente um fator, porém muito importante, de um conjunto amplo de fatores que determinam a produtividade e competitividade econômica ela tem outras funções sociais que não se restringe somente a explicar o crescimento.

Isto deve-se ao fato de estarmos analisando um estado nordestino que em geral apresenta grandes desigualdades e o que mais nos preocupa, além das desigualdades, é a elevada incidência da pobreza que aumentou na década de 90.

Observando os modelos utilizados neste trabalho verificamos que tanto a especificação neoclássica como a especificação estrutural se mostraram adequadas para a mensuração da importância do capital humano como elemento explicativo do crescimento do produto interno bruto entre os municípios cearenses.

Apesar de o coeficiente estimado para a educação, não corroborar os resultados verificados na literatura, como os encontrados pelos autores de que cada ano adicional de educação média da população elevaria o produto real em até 21% ao ano.

Neste trabalho esta evidencia não foi encontrada devido a dois fatores: primeiro o corte temporal para análise foi pequena não permitindo termos grandes variações nesta variável; segundo que enquanto no trabalho desenvolvido pelos autores já mencionados a educação média da população economicamente ativa aumentou de 2,5 anos de estudo para 5,5 anos de estudo dentro do período analisado, enquanto no nosso caso a variação do índice de anos médios de escolaridade aumentou modestamente de 0,08% entre 1998 e 2008.

A especificação alternativa não apresentou resultados conclusivos para o caso do Ceará, corroborando com os resultados encontrados pelos autores o que sugere a existência de aspectos heterogêneos entre os municípios cearenses para a análise dos dados.

No modelo estimado por Benhabib e Spiegel (1994) para uma amostra de 72 países verificou-se que os resultados encontrados não foram satisfatórios. Para corrigir tal fato os autores dividiram a amostra em três grupos de países, os mais ricos, os de renda média e os mais pobres, obtendo então resultados mais satisfatórios.

A argumentação para tal procedimento justifica-se pelo fato de que quando a amostra é dividida segundo algum critério o grau de heterogeneidade entre os países diminui permitindo então analisar países com renda per capita mais ou menos semelhantes ficando então mais fácil analisar os efeitos do capital humano.

Ao particionar a amostra os autores puderam verificar como afirma Andrade (1997), que para os países mais ricos, o efeito do crescimento tecnológico endógeno, associado ao nível de capital humano de cada economia é mais importante na explicação do crescimento do produto, enquanto para países mais pobres, o componente do 'catching-up' é mais relevante para a explicação do capital humano.

Referências Bibliográficas

- Arrow, K. **The economics implications of learning-by-doing.** Review Economic Studies, 1962.
- Barro, R. e Sala-I-Martin, X. **Economic growth.** New York. McGraw-Hill, 1995. (Advanced Series in Economics).
- Becker, G. **Human Capital:** A theoretical and empirical analysis with special reference to education. New York: Columbia University Press, 1964.
- Benhabib, J. e Spiegel, M.M. (1994). **The role of human capital in economy development: Evidence from aggregate cross-country data.** Journal of Monetary Economics, v. 34, 143-173.
- Blaug, M y Mace, J. **Recurrent Education** - the New Jerusalem, en Higher Educ., n° 6, 1977, pp. 277-300.
- DeLong, J. (1988). **Productivity growth, convergence and welfare:** Comment. American Economic Review, 78, 5, (December), 1138-1154.
- Denison, E. **Why growth rates differ post-war experience in nine western countries.** The Brookings Institution, Washigton, D.C., 1967.
- Easterlin, R. **Why ins't the whole world developed?** Journal of Economic History, 41, n.º 1 (1-19 de março de 1981).
- Ellery Jr, R.G. **Aprendizado prático e nível de escolaridade.** Texto para discussão n.º 661, Brasília, agosto de 1999.
- Hicks, N. **Economic growth and human resources.** Staff Working Papers, n° 408, World Bank, Washigton, D.C., 1980.
- Islam, N. **Growth empirics:** A panel data approach. Quarterly Journal of Economics, November, 1995.
- Krueger, A.O. **Factor endowments and per capital income differences among countries.** Economic Journal, 78 (septiembre 1968), pp. 641-659.
- Lau, Laurence et al. (1993). **Education and economic growth:** Some cross sectional evidence from Brazil. Journal of Development Economics, 41(1993), 45-70.
- Lucas, R. **On the mechanics of economic development.** Journal of Monetary Economics, v. 22, n.º 1, pp. 3-42, july, 1988.
- Mankiw, N., Romer, D. e Weil, D. (1992). **A contribution to the empirics of Economic Growth.** Quarterly Journal of Economics, CVII, 1992, 407-437.
- Marris, R. **Economic growth in cross-section.** Department of Economics, Birbeck College, Mimeo, 1982.
- Nadiri, M.I. **Internacional studies of total factor productivity:** A brief survey. Review of Income and Wealth, 18, n.º 2 (junio 1972), pp. 129-154.
- Nelson, R. e Phelps, E. (1966). **Investment in humans, technological diffusion, and economic growth.** American Economic Review: Papers and Proceedings 61, 69-75.
- Romer, P. (1990). **Endogenous technological change.** Journal of Political Economy 98, pp. 71-102.
- Romer, P. **Increasing returns and long-run growth.** Journal of Political Economy, v. 94, n.º 5, pp.1002-1037, Oct. 1986.
- Schultz, T.W. **Investment in human capital.** American Economic Review, vol 51, 1961, pp. 1-17.

Smith, Adam. (1998). **A riqueza das nações**. Investigação sobre sua natureza e suas causas, V.I. Os Economistas. São Paulo: Nova Cultural. Solow, R. **A contribution to the theory of economic growth**. *Quartely Journal of Economics*, 1956.

ANEXO

TABELA 1: Índice de Escolaridade da população em 1998/2008, Taxa de Crescimento do Produto Interno Bruto e do Produto Interno Bruto Per Capita, Taxa de Crescimento do Emprego e Taxa de Crescimento do Consumo de Energia Elétrica para os Municípios Cearenses.

MUNICIPIOS	Índice de Estudo (1998)	Índice de Estudo (2008)	Tx. Cresc. PIB	Tx.Cresc. do PIB Per Capita	Tx. de Cresc do Emprego	Tx. Cresc. Cons. E. Ele
Acarape	4,65	4,73	0,08	0,17	0,57	-0,19
Acaraú	4,68	4,77	0,08	0,10	0,93	1,17
Acopiara	4,68	4,78	0,10	0,07	0,54	0,77
Aiuaba	4,68	4,76	0,08	0,12	0,01	1,10
Alcântaras	4,71	4,72	0,01	0,11	0,53	0,95
Altaneira	4,68	4,78	0,09	0,17	1,31	0,90
Alto Santo	4,71	4,76	0,05	0,28	0,32	0,89
Amontada	4,67	4,83	0,15	0,20	1,26	1,39
Antonina do Norte	4,68	4,76	0,08	0,07	1,20	1,12
Apuiarés	4,74	4,82	0,09	0,13	0,69	1,06
Aquiraz	4,71	4,78	0,06	0,15	1,09	0,87
Aracati	4,78	4,82	0,04	0,12	0,70	1,12
Aracoiaba	4,73	4,79	0,06	0,05	0,43	1,06
Ararendá	4,71	4,80	0,09	0,10	1,11	1,10
Araripe	4,67	4,73	0,06	0,12	1,06	1,18
Aratuba	4,73	4,78	0,05	0,01	1,58	1,34
Arneiroz	4,70	4,78	0,08	-0,01	0,78	1,15
Assaré	4,66	4,75	0,09	0,07	1,58	0,88
Aurora	4,69	4,74	0,06	0,00	1,19	1,02
Baixio	4,73	4,79	0,05	0,04	0,35	1,13
Banabuiú	4,69	4,79	0,10	0,12	0,76	1,39
Barbalha	4,72	4,80	0,07	0,11	0,60	0,99
Barreira	4,73	4,79	0,06	0,12	0,56	1,06
Barro	4,72	4,90	0,18	0,07	0,59	1,04
Barroquinha	4,66	4,79	0,13	0,10	1,92	1,01
Baturité	4,73	4,77	0,04	0,10	0,31	1,07
Beberibe	4,72	4,82	0,10	0,13	1,06	1,10
Bela Cruz	4,68	4,82	0,14	0,08	1,12	0,99
Boa Viagem	4,68	4,77	0,09	0,10	0,61	1,20
Brejo Santo	4,78	4,80	0,01	0,06	0,58	1,01
Camocim	4,73	4,79	0,06	0,09	1,02	0,72
Campos Sales	4,69	4,81	0,12	0,03	0,55	1,01
Canindé	4,71	4,76	0,05	0,10	0,91	0,64

MUNICIPIOS	Índice de Estudo (1998)	Índice de Estudo (2008)	Tx. Cresc. PIB	Tx.Cresc. do PIB Per Capita	Tx. de Cresc do Emprego	Tx. Cresc. Cons. E. Ele
Capistrano	4,77	4,83	0,06	0,07	0,40	1,05
Caridade	4,67	4,73	0,06	0,19	0,98	0,76
Cariré	4,69	4,76	0,07	0,03	0,17	1,02
Caririaçu	4,67	4,77	0,10	0,06	0,99	1,05
Cariús	4,67	4,80	0,12	0,04	0,51	0,95
Carnaubal	4,67	4,79	0,13	0,09	0,66	1,10
Cascavel	4,76	4,81	0,05	0,16	0,35	0,98
Catarina	4,69	4,77	0,08	0,13	1,66	0,89
Catunda	4,67	4,83	0,16	0,17	1,97	1,22
Caucaia	4,73	4,79	0,06	0,27	-0,02	0,93
Cedro	4,75	4,84	0,09	0,06	0,62	0,92
Chaval	4,68	4,79	0,11	0,04	1,03	1,18
Choró	4,67	4,77	0,10	0,10	2,37	1,10
Chorozinho	4,71	4,78	0,07	0,00	0,57	1,07
Coreaú	4,73	4,81	0,08	0,10	0,81	1,05
Crateús	4,76	4,81	0,05	0,05	0,20	0,98
Crato	4,76	4,84	0,08	0,10	0,48	0,82
Croatá	4,69	4,86	0,17	0,12	1,10	1,18
Cruz Deputado Pinheiro	4,70 4,61	4,80 4,79	0,11 0,19	0,16 0,13	1,53 3,23	0,97 1,16
Ererê	4,72	4,76	0,04	0,14	0,30	1,00
Eusébio	4,73	4,79	0,06	0,25	2,46	0,20
Farias Brito	4,70	4,85	0,14	-0,03	0,78	1,08
Forquilha	4,68	4,82	0,14	0,19	-0,08	1,13
Fortaleza	4,86	4,86	0,00	0,14	0,73	1,08
Fortim	4,69	4,82	0,13	0,07	1,10	1,02
Frecheirinha	4,72	4,77	0,06	0,10	1,07	1,11
General Sampaio	4,66	4,75	0,09	-0,58	0,92	1,26
Graça	4,64	4,75	0,11	1,18	1,40	1,01
Granja	4,66	4,74	0,09	1,28	1,52	1,03
Granjeiro	4,78	4,77	0,00	-2,27	0,69	1,25
Groáiras	4,71	4,82	0,10	-1,27	0,06	0,93
Guaiúba	4,71	4,81	0,11	1,41	0,42	0,83
Guaraciaba do Norte	4,66	4,74	0,08	0,77	0,99	1,23
Guaramiranga	4,72	4,73	0,01	-2,08	1,12	1,43
Hidrolândia	4,69	4,77	0,08	0,42	0,98	1,35
Horizonte	4,72	4,80	0,08	0,86	1,54	0,35
Ibaretama	4,67	4,79	0,12	0,33	1,36	1,16
Ibiapina	4,66	4,80	0,14	0,40	0,98	1,14

Ibicuitinga	4,68	4,84	0,16	-1,69	2,41	1,09
Icapuí	4,69	4,76	0,07	-1,50	1,65	1,71
Icó	4,69	4,78	0,09	0,95	0,88	0,96
Iguatu	4,78	4,84	0,05	2,15	0,61	0,85
MUNICIPIOS	Índice de Estudo (1998)	Índice de Estudo (2008)	Tx. Cresc. PIB	Tx.Cresc. do PIB Per Capita	Tx. de Cresc do Emprego	Tx. Cresc. Cons. E. Ele
Independência	4,71	4,81	0,10	0,82	1,19	1,02
Ipaporanga	4,67	4,80	0,13	-1,20	0,57	0,96
Ipaumirim	4,72	4,74	0,02	-1,16	0,13	0,87
Ipu	4,69	4,83	0,14	1,13	0,62	0,98
Ipueiras	4,68	4,76	0,07	0,70	1,05	1,08
Iracema	4,73	4,82	0,09	0,82	1,06	1,05
Irauçuba	4,69	4,78	0,09	-0,24	0,87	0,93
Itaíçaba	4,86	4,87	0,01	-1,66	0,80	0,94
Itaitinga	4,61	4,79	0,19	-1,07	-0,03	1,00
Itapajé	4,74	4,79	0,05	1,06	1,74	0,87
Itapipoca	4,73	4,80	0,08	1,31	0,89	0,65
Itapiúna	4,71	4,78	0,07	0,17	0,77	1,02
Itarema	4,65	4,77	0,11	0,03	1,79	1,24
Itatira	4,65	4,75	0,10	-0,47	0,70	1,42
Jaguaretama	4,68	4,77	0,08	-0,36	1,30	1,08
Jaguaribara	4,68	4,79	0,12	-0,79	0,83	1,06
Jaguaribe	4,76	4,78	0,02	0,15	0,57	0,98
Jaguaruana	4,76	4,81	0,05	-0,43	0,61	1,25
Jardim	4,74	4,86	0,13	0,58	1,17	1,07
Jati	4,80	4,83	0,04	-3,18	0,71	1,00
Jijoca de Jericoacoara	4,68	4,84	0,16	-1,68	3,17	1,14
Juazeiro do Norte	4,77	4,81	0,04	2,49	0,70	1,52
Jucás	4,70	4,75	0,05	-0,58	0,96	0,93
Lavras da Mangabeira	4,75	4,79	0,04	0,99	0,89	0,97
Limoeiro do Norte	4,78	4,82	0,04	0,72	0,57	1,42
Madalena	4,69	4,76	0,07	0,30	0,84	1,27
Maracanaú	4,79	4,85	0,06	2,86	0,59	0,33
Maranguape	4,76	4,85	0,09	1,20	0,20	0,72
Marco	4,66	4,75	0,08	-0,53	1,12	1,09
Martinópolis	4,67	4,75	0,09	-0,41	2,09	0,86
Massapê	4,68	4,78	0,10	-0,61	0,13	1,07
Mauriti	4,68	4,77	0,09	1,83	0,25	1,08
Meruoca	4,71	4,81	0,09	-0,35	0,23	0,84
Milagres	4,70	4,74	0,04	0,70	0,55	0,75
Milhã	4,71	4,81	0,11	-0,58	1,14	1,04

Miraíma	4,69	4,79	0,10	-0,54	1,64	0,69
Missão velha	4,70	4,78	0,08	0,46	0,58	0,88
Mombaça	4,67	4,76	0,09	0,05	0,98	0,95
Monsenhor Tabosa	4,66	4,84	0,18	-1,11	2,22	1,06
Morada Nova	4,73	4,78	0,05	1,76	0,95	0,84
MUNICIPIOS	Índice de Estudo (1998)	Índice de Estudo (2008)	Tx. Cresc. PIB	Tx.Cresc. do PIB Per Capita	Tx. de Cresc do Emprego	Tx. Cresc. Cons. E. Ele
Moraújo	4,71	4,77	0,06	-1,35	1,78	1,01
Morrinhos	4,65	4,74	0,08	1,15	0,98	0,84
Mucambo	4,71	4,79	0,09	-0,81	1,05	1,03
Mulungu	4,70	4,72	0,01	-0,27	0,80	1,13
Nova Olinda	4,69	4,79	0,10	0,03	1,24	0,96
Nova Russas	4,74	4,83	0,09	1,30	0,77	1,07
Novo Oriente	4,68	4,82	0,14	0,89	-0,12	1,02
Ocara	4,72	4,80	0,08	0,28	1,28	1,04
Orós	4,80	4,79	-0,02	-1,16	0,26	0,95
Pacajus	4,74	4,77	0,03	1,32	0,77	0,18
Pacatuba	4,77	4,83	0,06	0,17	-0,05	1,21
Pacoti	4,73	4,77	0,04	-0,39	0,37	1,18
Pacujá	4,72	4,81	0,09	-1,40	1,89	0,97
Palhano	4,76	4,84	0,08	-0,84	1,02	1,04
Palmácia	4,75	4,79	0,04	-1,67	0,52	0,92
Paracuru	4,73	4,80	0,07	0,68	0,79	1,07
Paraipaba	4,75	4,81	0,06	0,75	1,66	0,88
Parambu	4,65	4,76	0,11	-0,28	0,56	1,07
Paramoti	4,65	4,79	0,14	-0,78	1,61	1,09
Pedra Branca	4,65	4,76	0,11	0,91	0,02	1,09
Penaforte	4,81	4,79	-0,02	-1,60	1,55	1,09
Pentecoste	4,77	4,82	0,05	-0,02	0,67	1,04
Pereiro	4,72	4,76	0,05	1,04	1,07	0,91
Pindoretama	4,73	4,81	0,08	-2,15	0,87	0,51
Piquet Carneiro	4,65	4,77	0,12	-0,09	0,80	0,98
Pires Ferreira	4,71	4,82	0,12	-1,02	1,73	1,03
Poranga	4,68	4,78	0,10	-0,75	0,71	0,90
Porteiras	4,69	4,76	0,07	0,11	1,44	1,06
Potengi	4,65	4,70	0,05	-1,75	0,74	0,96
Potiretama	4,70	4,75	0,05	-1,88	1,25	1,05
Quiterianópolis	4,68	4,79	0,11	0,60	1,51	1,03
Quixadá	4,75	4,80	0,05	1,08	0,55	0,98
Quixelô	4,70	4,83	0,14	0,78	2,27	0,66
Quixeramobim	4,71	4,80	0,10	1,44	0,81	0,94

Quixeré	4,73	4,81	0,08	0,17	1,52	2,07
Redenção	4,75	4,80	0,04	0,84	-0,02	0,14
Reriutaba	4,71	4,78	0,07	0,17	1,41	1,12
Russas	4,74	4,80	0,05	0,65	0,78	1,36
Saboeiro	4,67	4,77	0,11	-0,99	2,62	0,87
Salitre	4,61	4,73	0,13	0,97	1,91	1,50
MUNICIPIOS	Índice de Estudo (1998)	Índice de Estudo (2008)	Tx. Cresc. PIB	Tx.Cresc. do PIB Per Capita	Tx. de Cresc do Emprego	Tx. Cresc. Cons. E. Ele
Santa Quitéria	4,70	4,79	0,09	-0,35	1,34	1,00
Santana do Acaraú	4,69	4,75	0,06	0,18	1,53	1,16
Santana do Cariri	4,66	4,77	0,11	0,05	0,74	1,07
São Benedito	4,69	4,79	0,10	0,37	1,12	1,08
São Gonçalo do Amarante	4,72	4,84	0,12	0,37	1,29	2,27
São João do Jaguaribe	4,77	4,77	0,00	-0,06	0,17	0,85
São Luís do Curu	4,71	4,80	0,08	0,39	1,36	1,09
Senador Pompeu	4,76	4,76	0,00	-0,17	0,56	1,14
Senador Sá	4,71	4,80	0,08	0,35	1,90	1,17
Sobral	4,75	4,85	0,10	0,39	0,87	0,59
Solonópole	4,71	4,80	0,09	-0,05	1,31	1,37
Tabuleiro do Norte	4,74	4,78	0,04	0,05	0,38	1,04
Tamboril	4,68	4,79	0,11	-0,18	1,22	1,08
Tarrafas	4,70	4,76	0,06	-0,21	1,35	0,93
Tauá	4,71	4,77	0,06	0,14	0,99	1,09
Tejuçuoca	4,68	4,76	0,08	0,09	0,57	0,98
Tianguá	4,68	4,79	0,11	0,43	0,53	1,31
Trairi	4,70	4,83	0,13	0,40	1,26	1,24
Tururu	4,70	4,81	0,11	0,37	0,99	0,96
Ubajara	4,69	4,79	0,10	0,27	0,79	1,13
Umari	4,71	4,79	0,07	-0,14	2,05	0,96
Umirim	4,68	4,78	0,10	0,02	0,39	1,07
Uruburetama	4,73	4,81	0,08	0,40	0,77	1,13
Uruoca	4,69	4,75	0,06	0,28	1,30	0,87
Varjota	4,72	4,76	0,04	0,33	1,41	1,12
Várzea Alegre	4,73	4,81	0,08	0,19	0,80	0,96
Viçosa do Ceará	4,63	4,76	0,12	0,30	0,57	1,04
Média Ceará	4,71	4,79	0,08	0,03	0,97	1,02

Fonte: Anuário Estatístico do Ceará (2000 – 2010 – versão em cd room).

O MAPEAMENTO DA EXTREMA POBREZA E DA COBERTURA DOS PROGRAMAS GOVERNAMENTAIS NOS MUNICÍPIOS DO ESTADO DO CEARÁ

Alberto de Souza Melo Filho¹
Ricardo Brito Soares²
Francisco José Silva Tabosa³
Patrícia Simões⁴

RESUMO

Utilizando dados do IBGE, IPECE, IPEA, e SEPLAG, o presente trabalho faz o Mapeamento da extrema pobreza, e da distribuição dos recursos dos programas sociais FECOP - Fundo Estadual de Combate à Pobreza (Programa do Governo do Estado do Ceará) e Bolsa Família (Programa do Governo Federal) nos Municípios Cearenses no ano de 2010. As relações existentes entre os níveis de extrema pobreza e as coberturas dos programas sociais são analisadas a partir da construção e cálculo dos Índices de Cobertura Municipal destes programas, e de estatísticas globais de eficácia na distribuição dos recursos. Com relação ao primeiro, verificou-se por meio de mapeamento que a cobertura dos programas de combate à extrema pobreza, e principalmente da Bolsa Família, apresentaram um cluster a favor dos municípios localizados no litoral leste e região Jaguaribana. Na segunda análise, mostrou-se que a distribuição dos recursos do Bolsa Família é realizada de forma mais eficiente que a do programa FECOP. Todavia, ao utilizar algumas variáveis de controle observa-se que ambos os programas atuam com eficiência equivalente.

Palavras-Chave: Mapeamento, Extrema Pobreza, FECOP, Bolsa Família, Cobertura.

Jel: I38; I32.

ABSTRACT

Using data from the IBGE, IPECE, IPEA and SEPLAG, this study provides a profile of extreme poverty mapping, the distribution of resources from social programs FECOP - State Fund to Combat Poverty Program (Program of the Government of the State of Ceará) and Bolsa Família Program (Program of the Federal Government) in Ceará municipalities in 2010. The relationship between extreme poverty levels and coverage of social programs are analyzed using Municipal Coverage Ratios and global statistics of efficiency in resource distribution of these programs. Regarding the first, by mapping the coverage of programs to combat extreme poverty it was found the presence of a cluster in favor of the municipalities located on the east coast and region of Jaguaribana, especially for the Bolsa Família Program. The second analysis showed that the

¹ Analista de Planejamento e Orçamento da SEPLAG do Estado do Ceará. Mestre em Economia pelo CAEN/UFC. E-mail: alberto.melo@seplag.ce.gov.br

² Economista. PhD. Professor do CAEN/UFC. E-mail: ricardosoares@caen.ufc.br

³ Economista. Dr. Professor Adjunto do Curso de Ciências Econômicas da UFC Campus Sobral. Pesquisador do Laboratório de Estudos Regionais (LER). E-mail: franzetabosa@ufc.br

⁴ Doutoranda no CAEN/UFC. E-mail: patisimoes@hotmail.com

distribution of funds from Bolsa Família is performed more efficiently than the FECOP program. However, while using some control variables observed that both programs work with equivalent efficiency

Keywords: Mapping, Extreme Poverty, FECOP, Bolsa Família, Coverage.

1. INTRODUÇÃO

O Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS), no ano de 2011, estipulou o valor da renda familiar mensal de R\$ 70,00 por pessoa como linha de miséria, por ocasião do lançamento do Programa de Erradicação de Extrema Pobreza do Governo Federal. O IBGE, tomando como referência essa linha de extrema pobreza estipulado pelo MDS, disponibilizou um conjunto de dados relativos à população e aos domicílios particulares permanentes sem rendimento e com rendimento nominal mensal domiciliar per capita inferior a R\$ 70,00, utilizando as informações do Censo 2010.

De acordo com esses dados, o Estado do Ceará possuía, em 2010, 1.502.924 moradores residentes em domicílios com rendimentos mensais por pessoa que não ultrapassavam o valor de R\$ 70,00. Essa quantidade de moradores representa 17,78% da população total do estado; e cerca de 9% de toda extrema pobreza do Brasil. Vale destacar que a distribuição destas pessoas nos municípios cearenses não ocorre de forma uniforme como se este percentual fosse aplicado diretamente para as frações populacionais mais necessitadas de cada município, há já vista que a grande maioria do território cearense encontra-se inserida no semi-árido ao mesmo tempo em que a Região Metropolitana de Fortaleza concentra cerca de 60% do PIB cearense.

Portanto diante desses dados pode-se supor que exista no estado uma forte dependência espacial da miséria, com uma distribuição desigual da mesma nos municípios. Desse modo, como os dados apresentados de forma agregada podem esconder informações sobre possíveis clusters de pobreza, os quais quando identificados facilitariam a aplicação de políticas públicas eficientes no combate à pobreza.

A utilização do mapeamento em estudos relacionados à extrema pobreza permite a verificação da existência, ou não, de um padrão na sua distribuição, assim como identificar se os recursos dos programas governamentais de combate à pobreza estão também distribuídos de forma padronizada ou aleatória.

Para Chiarini (2008), o uso de mapas tem sido importante para identificar onde a população pobre se localiza, assim como para servir de instrumento capaz de capturar a homogeneidade dentro de uma determinada região. A análise de indicadores agregados em nível global (País, Estado) pode dar a falsa impressão de que as condições internas estão uniformemente distribuídas e, frequentemente, podem camuflar variações consideráveis em nível menor de desagregação.

Neste contexto, este trabalho tem como objetivo estudar os Índices de Pobreza dos Municípios Cearenses, os Índices de Cobertura Municipal e os Índices Gerais de Cobertura dos programas FECOP e Bolsa Família no ano de 2010, assim como qualificar o comparativo dos respectivos programas por intermédio de Estatísticas Globais Comparativas de Ajuste de Cobertura.

Dando prosseguimento, na próxima seção, fazemos uma breve revisão da literatura relacionada ao tema deste trabalho. Os programas abordados – FECOP e PBF – são descritos na terceira seção e, na quarta, a metodologia empregada. Na quinta, descrevemos os resultados obtidos e, por fim, compomos uma conclusão geral deste estudo.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O Brasil demonstrou, nos últimos anos, melhorias na distribuição de rendimentos de sua população provocada por vários fatores dentre os quais podemos destacar e o aumento do valor e do poder de compra do salário mínimo e consequentemente um aumento no valor de benefícios a ele indexados (aposentadorias, pensões) e aumento no volume dos recursos distribuídos pelos programas sociais dos governos federal, estadual e municipal. Nesse sentido a diminuição dos diferenciais de renda foi notada em praticamente todas as regiões do país, como apontado em Ramos e Vieira (2000), Ramos (2006), Soares (2006), Neri (2006) e Fosu (2010).

Entretanto, mesmo com tanto progresso, o país permanece com elevados níveis de desigualdade (ROCHA, 2006; NERI, 2006; BARROS, FRANCO E MENDONÇA, 2007; BARROS, 2011). Aliando-se a esse fato, nota-se um baixo nível de renda per capita em muitos estados, principalmente aqueles pertencentes às regiões Norte e Nordeste. A junção desses dois fatores, desigualdade alta e renda per capita baixa fazem com que a alguns dos estados brasileiros, dentre eles o Ceará, apresentem elevados índices de extrema pobreza e como consequência suas populações tenham baixa qualidade de vida.

Estudos como Neri (2006), Rocha (2006) e Barros (2011) afirmam que no Brasil a pobreza não se encontra distribuídos uniformemente. Por exemplo, o Estado do Ceará, possui aproximadamente 4% da população brasileira, mas apresentam aproximadamente 9% de toda a população em extrema pobreza segundo dados do MDS em 2010.

Liberato (2004) elaborou mapas da incidência de pobreza e de indigência da cidade de Belo Horizonte e região metropolitana para se analisar a distribuição espacial da pobreza e subsidiar ao planejamento e a tomada de decisão. Já Romero (2006), utilizando o IDH-M, analisou espacialmente a pobreza do Estado de Minas Gerais e deduziu que as maiorias dos municípios considerados pobres estão rodeadas por municípios pobres e a maioria dos municípios considerados ricos está rodeada de municípios ricos. Chiarini (2008) pesquisou a análise espacial da pobreza no Ceará para os anos de 1991 a 2000, com base nos dados dos Censos Demográficos e confirmou a hipótese de que há clusterização da miséria no Ceará.

Por fim, Chiarini (2009), ao mostrar a relevância da técnica de mapeamento em estudos da pobreza, buscando entender tanto a sua distribuição espacial quanto a distribuição de ativos fundamentais para minimizá-la e aliviá-la. Autor conclui que, a partir de uma definição de pobreza abrangente dos aspectos socioeconômicos, a construção dos mapas de pobreza é de grande relevância para o entendimento da pobreza e que, sem eles, sua compreensão não está completa.

Dessa forma, entende-se a importância do mapeamento da pobreza a partir da utilização de ferramentas de análise espacial, para a definição do planejamento de políticas públicas e de ações eficazes de combate a extrema pobreza.

O Mapeamento deve ser utilizado pelos governos federal, estadual e municipal ao tomar decisões sobre suas Políticas Públicas e seus Programas relacionados ao Combate à Pobreza. Na implantação e avaliação desses Programas de Combate à Pobreza os governos podem e devem também mapear a distribuição de recursos que os mesmos oferecem. Neste sentido, pode-se perguntar qual o desenho distributivo-espacial dos programas sociais, e se os mesmos guardam alguma correlação com os padrões observados da extrema pobreza. A próxima seção descreve os programas de combate à pobreza que serão tratados e comparados nesta dissertação (Bolsa Família e

FECOP), e a seção posterior mostra como o padrão espacial da distribuição dos recursos destes programas será analisado.

3. FECOP, BOLSA FAMÍLIA E A ALOCAÇÃO DE RECURSOS NOS MUNICÍPIOS CEARENSES

3.1 Fundo Estadual de Combate à Pobreza - FECOP

3.1.1 Histórico

O Fundo de Combate e Erradicação à Pobreza, nas instâncias federal, estadual e municipal, foi concebido com a Emenda Constitucional nº 31, de 14 de dezembro de 2000, a qual autorizou que fossem criados Pela União, Estados, Distrito Federal e Municípios Programas de Combate à Pobreza, utilizando para tanto recursos oriundos do acréscimo de alíquotas do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Serviços - ICMS.

No Estado do Ceará, o Fundo Estadual de Combate à Pobreza - FECOP foi instituído pela Lei Complementar Estadual nº. 37, de 26 de novembro de 2003 e regulamentado pelo Decreto nº. 29.910 de 29 de setembro de 2009.

3.1.2 Objetivos e Estratégias de Atuação

O FECOP tem como orientação principal o combate à pobreza a partir da criação de meios para o fortalecimento do patrimônio individual e social das áreas pobres. Assim, sua finalidade maior é promover transformações estruturantes que possibilitem um efetivo combate à pobreza. Suas ações são segmentadas em duas vertentes: I) uma de assistência aos pobres, que é implementada para dar um mínimo de condições de sobrevivência aos pobres de curto prazo e aos grupos vulneráveis quando estes se encontrarem em situações adversas; e II) outra, cujo impacto é de médio e longo prazo e prioriza as ações que venham a criar condições para uma efetiva migração da condição de pobre para não pobre.

3.1.3 Público-Alvo

O público-alvo do FECOP são as famílias que estão abaixo da linha de pobreza, não se limitando às famílias de forma isolada, estimulando-se uma integração destas por meio de ações comunitárias.

O FECOP destina-se a complementar financeiramente projetos de infraestrutura básica, social e produtiva. Esses projetos são solicitados pela comunidade assistida, sendo selecionados e executados pelas Secretarias Setoriais, em parceria com o Poder Público Municipal, ONGS e Comunidades. O objetivo desses projetos deve ser a inclusão de populações de extrema pobreza, como por exemplo, crianças e adolescentes em situação de risco, idosos carentes, dentre outras.

Vale ressaltar a existência de uma relação direta entre a dimensão do programa e a necessidade de recursos. Logo, quanto maior for o número de cidades, localidades, população alvo e ações consideradas prioritárias para uma assistência integral de combate à pobreza, maior será a necessidade de recursos (HOLANDA e ROSA, 2004).

3.2 Programa Bolsa Família - PBF

3.2.1 Histórico

Instituído pela Medida Provisória nº 132, de 20 de outubro de 2003, posteriormente convertida na Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, o Bolsa Família unificou os seguintes programas de transferência de renda do Governo Federal: Bolsa-Escola, Auxílio-Gás, Bolsa-Alimentação e Cartão-Alimentação.

3.2.2 Objetivos e Estratégias de Atuação

O Programa Bolsa Família tem por objetivo o combate à fome, a miséria e a promoção da emancipação das famílias mais pobres do país. Por intermédio do Programa Bolsa Família, o governo federal transfere mensalmente benefícios em dinheiro para famílias pobres⁵ e extremamente pobres⁶. Também, o Programa busca a promoção da inclusão social, contribuindo para a emancipação das famílias beneficiárias, construindo meios e condições para que elas possam sair da situação de vulnerabilidade em que se encontram.

A Bolsa Família possui três eixos principais de atuação: transferência de renda, condicionalidades e programas complementares. A transferência de renda promove o alívio imediato da pobreza. As condicionalidades reforçam o acesso a direitos sociais básicos nas áreas de educação, saúde e assistência social. Já os programas complementares objetivam o desenvolvimento das famílias, de modo que os beneficiários consigam superar a situação de vulnerabilidade.

A gestão do Programa é descentralizada e compartilhada, envolvendo os três níveis de governo, ou seja, a União, os Estados e municípios.

3.2.3 Público-Alvo

O Programa Bolsa Família atende mais de 13 milhões de famílias em todo território nacional. O valor do benefício recebido pela família varia de acordo com a renda familiar por pessoa, o número e a idade dos filhos.

Porém, cabe informar que não existe uma orientação espacial para a distribuição dos recursos – os padrões ocorrem de acordo com a própria distribuição da pobreza, que pode estar mais ou menos concentrada. O Nordeste recebe, proporcionalmente, mais recursos, visto que concentra a maior parte da pobreza. Também é importante ressaltar que o registro no cadastro único (CadÚnico), bem como a atuação municipal dos gestores, podem contribuir para uma cobertura maior da população em situação de risco pois, somente recebem este tipo de auxílio, aquelas famílias que possuem cadastro atualizado no sistema do governo federal.

Espera-se que o Programa Bolsa Família (PBF) tenha uma maior eficiência na distribuição dos recursos de combate à pobreza, em decorrência de o referido programa ser um programa de transferência de renda direta para os beneficiados, promovendo assim o alívio imediato da pobreza.

⁵ Com renda mensal per capita de R\$60,01 a R\$120,00 em 2003.

⁶ Com renda mensal per capita de até R\$60,00 em 2003.

4. METODOLOGIA

Assim como é importante mapear a extrema pobreza, como fazem os artigos citados anteriormente, faz-se igualmente necessário um estudo sobre a cobertura das políticas sociais relacionadas que visam combater este problema.

Neste trabalho, empregamos duas estratégias de análise. Na primeira, utilizamos o Índice Municipal de Cobertura dos programas FECOP e BF para realizar um mapeamento da eficiência da alocação dos recursos nos municípios cearenses. E, na segunda, realizamos um estudo analítico de Estatísticas Globais Comparativas de Eficiência Distributiva dos Programas de Combate à Pobreza.

4.1. Índice Municipal de Cobertura

O Índice Municipal de Cobertura tem o seu conceito baseado no Quociente Locacional (CROCCO et al., 2003), extensamente utilizado em análises de identificação de *clusters* regionais.

O indicador é individual para cada um dos 184 municípios, tem valores relativos ao Estado do Ceará e foi construído a partir da Taxa Municipal de Alocação dos Recursos de cada um dos programas analisados:

$$P_{cobertura_i} = \frac{S_i}{\sum_{i=1}^{184} S_i},$$

Onde, S_i é o montante de recurso do FECOP ou do PBF destinado à cidade cearense i ; e da Taxa Municipal de Extrema Pobreza:

$$P_{pobres_i} = \frac{P_i}{\sum_{i=1}^{184} P_i},$$

Onde, P_i é o número de pessoas residentes em domicílios particulares permanentes cuja renda domiciliar per capita é inferior a R\$70,00 mensais (indivíduos extremamente pobres) na cidade cearense i , segundo dados do Censo 2010.

Dessa forma, os Índices Municipais de Cobertura de cada programa são calculados da seguinte forma:

$$IMC_i = \frac{P_{cobertura_i}}{P_{pobres_i}},$$

Onde, $i = 1, 2, \dots, 184$ municípios cearenses.

Quando este valor é igual a 1, a conclusão é que o montante de recurso destinado ao dado município pelo programa em questão é exatamente suficiente para atender à parcela da população que vive na condição de extrema pobreza. Quando este valor é maior do que 1, vemos que o recurso financeiro disponível é maior do que o necessário para atender o percentual relativo de pessoas extremamente pobres do município. E quanto menor o valor do IMC_i se apresentar, maior é a necessidade de recursos que o respectivo município demanda do respectivo programa.

Este indicador é uma contribuição importante deste trabalho que merece destaque porque representa a intensidade da alocação dos recursos de cada programa nos diversos municípios cearenses. Ele mostra de forma objetiva e clara o encaixe dos Programas de Combate à Pobreza, evidenciando as cidades com maior necessidade de recursos, bem como eventuais desperdícios dos mesmos.

Embora seja importante ter indicadores locais de eficiência da distribuição dos recursos, também se faz necessária a construção de indicadores gerais para analisar os programas de forma global e, assim, poder compará-los.

4.2. Estatísticas Globais de Eficiência Distributiva

Os Índices Municipais de Cobertura apenas descrevem se a fração da população que sobrevive abaixo da linha de extrema pobreza, e que tem direito ao auxílio financeiro, é, ou não, plenamente atendida pelo programa. A informação que pode ser extraída é apenas o número de municípios que têm os recursos aplicados de forma eficiente.

Entretanto, para analisar se o programa está atingindo os seus objetivos distributivos, são necessários à construção e a análise de estatísticas comparativas entre os programas. Com a finalidade de fornecer uma avaliação qualitativa mais acurada sobre os dois programas em questão, bem como compará-los, utilizaremos duas estatísticas que são descritas a seguir.

4.2.1 – Índice Global de Disparidade Distributiva

Este índice toma emprestado o conceito da literatura de *spatial mismatch*⁷ para medir a disparidade entre a demanda real do município e a fração dos recursos do programa que é destinada a ele. É calculado, para cada programa, fazendo-se a soma dos quadrados da diferença entre a proporção relativa de indivíduos na extrema pobreza de determinada cidade e a proporção dos recursos destinada a esta mesma cidade, que são, respectivamente, as Taxas Municipais de Extrema Pobreza (P_{pobres_i}) e de Alocação dos Recursos ($P_{cobertura_i}$), descritas anteriormente. Então:

$$D = \sum_{i=1}^{184} (P_{pobres_i} - P_{cobertura_i})^2.$$

Quanto mais próximos forem os valores dessas proporções para o mesmo i mais próxima de zero será essa diferença e, conseqüentemente, melhor será a eficiência distributiva dos recursos. Do contrário, quanto mais alto for o valor desta estatística global, pior será a avaliação do programa.

4.2.2 – Elasticidade Pobreza-Programa

O cálculo da elasticidade Pobreza-Programa fornece uma estimativa do quanto uma variação na taxa relacionada à extrema pobreza influencia na destinação dos recursos por um dado programa. Para este trabalho exploratório essa elasticidade, representada por $\hat{\beta}_1$, é calculada pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários⁸ em uma equação de regressão simples utilizando o logaritmo da Taxa Municipal de Extrema Pobreza (P_{pobres_i}) como único preditor do logaritmo da Taxa Municipal de Alocação dos Recursos do programa ($P_{cobertura_i}$), já descritas. A equação tem a seguinte forma:

$$\ln P_{cobertura_i} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \ln P_{pobres_i} + e_i.$$

Um valor de $\hat{\beta}_1$ próximo de 1 implica que a variação na destinação do recurso será semelhante à variação no percentual de indivíduos vivendo na extrema pobreza, a não ser pela constante $\hat{\beta}_0$. Logo, a distribuição global dos recursos é tão mais eficiente quanto mais próximo de 1 for o valor estimado de $\hat{\beta}_1$ e de zero for o valor estimado de $\hat{\beta}_0$.

⁷ Kohlhase e Lin (2010).

⁸ O método utiliza matriz de covariância robusta.

Além de realizar a estimação da regressão acima, buscaram-se fazer algumas simulações, incluindo algumas variáveis de controle no modelo acima, assim como estimar o modelo apenas com os municípios excluindo os municípios com populações inferiores a 100.000 e 50.000 habitantes, respectivamente.

As variáveis de controle do modelo são:

- $\ln_npobres$: logaritmo natural da proporção do município i em relação ao estado do número de indivíduos não pobres no ano de 2010. Esta variável de controle capta o efeito populacional do município i no modelo;
- $pref_govern$: variável duomy que capta a presença (ou não) de influência política (efeito político) na destruição dos recursos da Bolsa Família e do FECOP nos municípios cearenses, onde 1 indica que o município i pertence a um partido político que participou da coligação que apoiou a reeleição do atual governador do Estado do Ceará – Cid Ferreira Gomes⁹, e 0 caso contrário.
- \ln_pib_prop : logaritmo natural da proporção do PIB a preços correntes do município i em relação ao PIB a preços correntes do Estado do Ceará no ano de 2010. Esta variável de controle capta o efeito econômico no modelo.

O comparativo entre os parâmetros estimados é realizado informalmente, sem uma comparação estatística entre os modelos. A menos que seja feita uma simulação (*bootstrap*) da distribuição subjacente dos parâmetros estimados, estas estimativas não podem ser comparadas com rigor científico. Por isso, será utilizada uma simulação *bootstrap* com 1.000 replicações realizadas no software *Stata 11*.

5. RESULTADOS

Esta seção tem por objetivo descrever e analisar os resultados obtidos a partir do emprego das técnicas descritas na seção anterior em relação à distribuição espacial dos recursos dos Programas FECOP e BF nos municípios do estado do Ceará, bem como um comparativo entre a eficiência destes programas quanto ao cumprimento dos seus objetivos.

Inicialmente foi realizado um estudo acerca da extrema pobreza no estado, analisando-se os índices de pobreza nos municípios, utilizando os dados do Censo 2010 do IBGE e informes do IPECE. Em seguida foi realizado estudo sobre a alocação dos recursos do FECOP e do Programa Bolsa Família, utilizando dados do IPEADATA e dos Relatórios do FECOP, comparando a proporcionalidade entre essa alocação de recursos e os níveis de pobreza apresentados, construindo-se a partir desse trabalho o Índice Municipal de Cobertura dos referidos programas.

Por fim, com o intuito de demonstrar qual dos programas apresenta uma política de cobertura mais ajustada às necessidades reais da sociedade, foi elaborado um estudo comparativo entre a cobertura do FECOP e a do PBF através das três medidas de ajustamento sugeridas.

⁹ Os partidos políticos da coligação que apoiou a reeleição do Governador Cid Ferreira Gomes são: PSB, PT, PDT, PRB, PMDB, PSC e PC do B.

5.1. Índice Municipal de Cobertura

Segundo o Censo, em 2010, o Estado do Ceará contava com 8.452.381 habitantes. Destes, 1.502.924 habitantes viviam na extrema pobreza, ou seja, cerca de 17,78% da população do Estado.

A partir das informações municipais, foram calculados os percentuais relativos de indivíduos indigentes em cada cidade e os valores do Índice Municipal de Cobertura para cada programa analisado. Estes valores estão dispostos na Tabela I, em anexo.

Exemplificando a distribuição da pobreza no estado do Ceará, observa-se na Tabela 1, a classificação dos municípios cearenses, com base nas dez maiores e nas dez menores proporções de pessoas em situação de extrema pobreza.

As dez cidades com maiores percentuais de indivíduos vivendo na extrema pobreza somam 23,62% da população extremamente pobre do estado, encabeçada pela capital Fortaleza, que compreende 8,92% do total de pessoas que vivem com menos de R\$70,00 mensais do estado (133.992 habitantes). Já as dez cidades com os menores números de pessoas em situação de extrema pobreza sequer somam 1% do total de indivíduos extremamente pobres do estado (0,92%). A cidade com menor índice é Guaramiranga, com uma participação de apenas 0,03% do total do estado (519 habitantes).

Tabela 1: Municípios com as maiores e as menores proporções relativas de pessoas extremamente pobres - 2010

Maiores			Menores		
Município	N	%	Município	n	%
Fortaleza	133.992	8,92	Potiretama	1741	0,12
Caucaia	33897	2,26	Arneiroz	1740	0,12
Itapipoca	33501	2,23	Palhano	1740	0,12
Granja	25002	1,66	General Sampaio	1615	0,11
Juazeiro do Norte	24099	1,60	Granjeiro	1467	0,10
Canindé	22759	1,51	Pacujá	1314	0,09
Sobral	22290	1,48	S. J. do Jaguaribe	1293	0,09
Viçosa do Ceará	22043	1,47	Baixio	1272	0,08
Boa Viagem	19089	1,27	Itaiçaba	1153	0,08
Acaraú	18365	1,22	Guaramiranga	519	0,03

Total de habitantes extremamente pobres no Estado do Ceará: 1.502.924.

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2010. Elaboração do autor.

Nas tabelas seguintes estão classificados os municípios que recebem os maiores e os menores percentuais de recursos financeiros do FECOP, Tabela 2, e do PBF, Tabela 3.

Nota-se que Fortaleza recebe os maiores percentuais do total de recursos de ambos os projetos, até porque concentra a maior parcela da população em situação de extrema pobreza do Estado (8,92%). Note que, na Tabela 3, os municípios aos quais são destinadas as menores frações dos recursos são, em sua maioria, aqueles que têm os menores índices relativos de extrema pobreza – conforme a Tabela 1.

Tabela 2: Municípios com as maiores e as menores proporções relativas de investimento do FECOP – 2010

Maiores		Menores	
Município	%	Município	%
Fortaleza	18,43	Altaneira	0,13
Jaguariçara	2,59	Pindoretama	0,13
Itapipoca	2,17	Tarrafas	0,13
Sobral	1,99	Itaiçaba	0,12
Quixadá	1,40	Alcântaras	0,12
Nova Olinda	1,27	Palmácia	0,12
Quixeramobim	1,22	Moraújo	0,12
Tauá	1,13	Martinópolis	0,09
Aquiraz	1,03	Eusébio	0,08
Juazeiro do Norte	0,98	Pacujá	0,08

Fonte: SEPLAG, Relatórios do FECOP 2010 e IBGE, Censo Demográfico 2010. Elaboração do autor.

Tabela 3: Municípios com as maiores e as menores proporções relativas de investimento do PBF – 2010

Maiores		Menores	
Município	%	Município	%
Fortaleza	17,67	Altaneira	0,11
Caucaia	2,82	Itaiçaba	0,11
Juazeiro do Norte	2,63	S. J. do Jaguaribe	0,11
Maracanaú	1,98	Arneiroz	0,10
Sobral	1,73	Baixio	0,10
Itapipoca	1,61	Ererê	0,09
Maranguape	1,43	Granjeiro	0,09
Crato	1,42	General Sampaio	0,09
Canindé	1,17	Pacujá	0,09
Icó	1,09	Guaramiranga	0,07

Fonte: IPEADATA Social 2010 e IBGE, Censo Demográfico 2010. Elaboração do autor.

Na teoria, o recurso fornecido a cada cidade deveria ser compatível com o percentual de indivíduos na extrema pobreza. Matematicamente, o Índice Municipal de Cobertura deveria ser bastante próximo de 1 pois, assim, haveria compatibilidade na alocação dos recursos do programa. Quer dizer, a destinação dos recursos financeiros seria eficiente quando entendida do ponto de vista de atender a todos que necessitam sem que haja desperdício destes recursos. Entretanto, as distribuições dos recursos parecem não seguir este padrão, conforme a Tabela 2 abaixo.

Mais de 7,56% dos recursos do programa FECOP são gastos com dez cidades que concentram 1,78% dos indivíduos extremamente pobres do estado. Além disso, entre elas, nenhuma está entre as dez cidades que mais compreendem habitantes desta classe. Mas o contrário acontece, cidades com baixos índices de extrema pobreza recebem altos percentuais de recursos.

Jaguariçara, por exemplo, embora tenha apenas 0,13% da população extremamente pobre do estado e recebe cerca de 2,59% dos recursos totais do FECOP, gerando um índice de Cobertura de 20,63. Isso significa que ela recebe proporcionalmente 20 vezes mais recursos do programa do que a demanda real da cidade.

Já o município de Granja, tem 1,66% da população de extremamente pobres do Ceará, e recebe apenas 19% do montante financeiro necessário para atender os habitantes desta classe social.

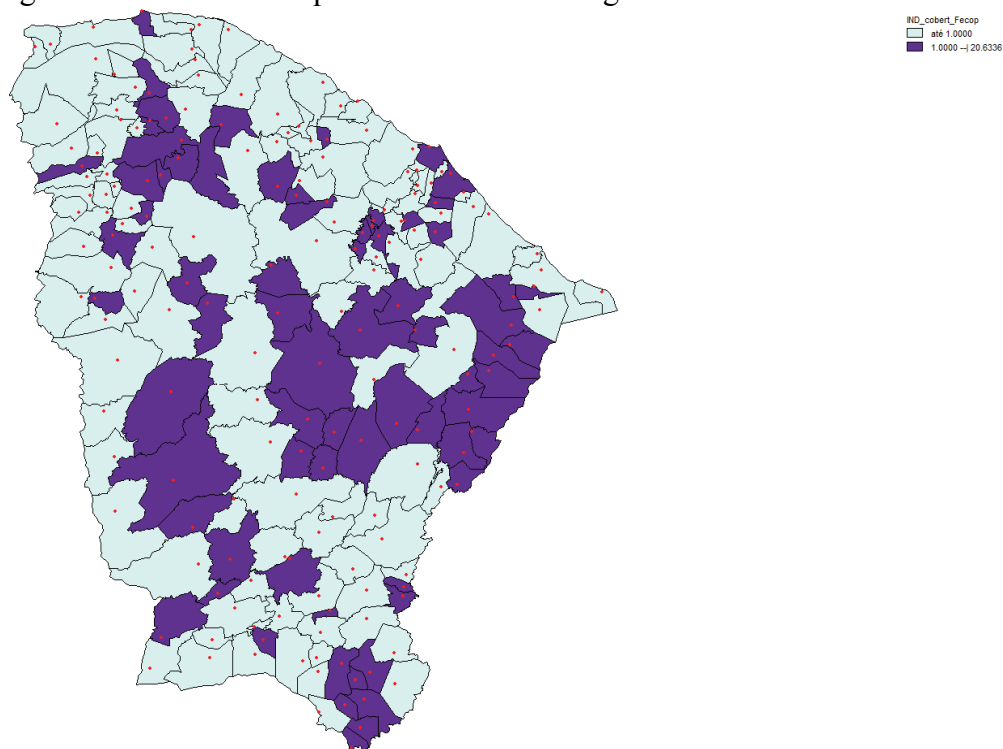
Tabela 4: Municípios com os maiores e os menores Índices Municipais de Cobertura do FECOP – 2010.

Maiores índices			Menores índices		
Município	% de extrema pobreza	Índice de Cobertura	Município	% de extrema pobreza	Índice de Cobertura
Jaguaribara	0,13	20,63	Aracoiaba	0,44	0,41
Guaramiranga	0,03	9,21	Maracanaú	0,98	0,39
Nova Olinda	0,26	4,81	Crato	0,89	0,37
General Sampaio	0,11	2,94	Itarema	0,91	0,37
Arneiroz	0,12	2,88	Martinópole	0,26	0,37
Monsenhor Tabosa	0,38	2,50	Camocim	1,14	0,35
Potiretama	0,12	2,43	Caucaia	2,26	0,32
Baixio	0,08	2,40	Viçosa do Ceará	1,47	0,32
Milhã	0,22	2,36	Eusébio	0,25	0,32
Horizonte	0,33	2,34	Granja	1,66	0,19

Fonte: SEPLAG, Relatórios do FECOP 2010. Elaboração do autor.

Na Figura 1, estão mapeados, em tom mais escuro, os municípios que recebem mais recursos do que a demanda necessária para atender à parcela de habitantes extremamente pobres em cada município ($IMC_i > 1$). No total, são 71 municípios distribuídos por todas as regiões do Estado e que abarcam 54,11% dos recursos disponibilizados pelo FECOP.

Figura 1 – Índice Municipal de Cobertura – Programa FECOP 2010



Em relação ao PBF, percebe-se que a amplitude de cobertura do programa é menor, varia de 0,45 a 2,03, o que sugere uma melhor distribuição dos recursos.

Mas, ainda assim, vemos, novamente, Guaramiranga recebendo mais recursos do PBF do que o esperado para atender a fração extremamente pobre concentrada no município. E, também neste programa, a cidade de Granja dispõe de menos da metade (45%) do montante financeiro que seria compatível com a parcela de habitantes que vivem na extrema pobreza nesta cidade.

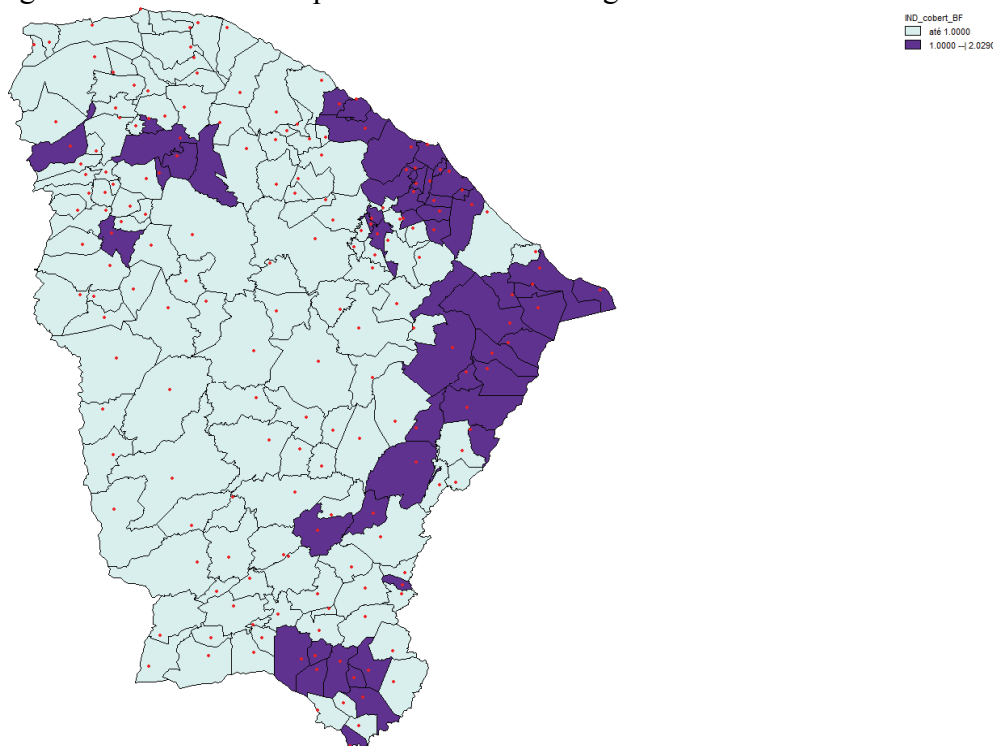
Tabela 5: Municípios com os maiores e os menores Índices Municipais de Cobertura do PBF – 2010.

Maiores Arrecadações			Menores Arrecadações		
Município	% de extrema pobreza	Índice de Cobertura	Município	% de extrema pobreza	Índice de Cobertura
Guaramiranga	0,03	2,03	Pereiro	0,40	0,60
Maracanaú	0,98	2,02	Mucambo	0,34	0,60
Fortaleza	8,92	1,98	Amontada	1,05	0,59
Eusébio	0,25	1,75	Pires Ferreira	0,24	0,59
Pacatuba	0,39	1,71	Graça	0,43	0,56
Juazeiro do Norte	1,60	1,64	Choró	0,39	0,56
Crato	0,89	1,59	Croata	0,52	0,55
Maranguape	0,90	1,58	Santana do Acaraú	0,87	0,54
Horizonte	0,33	1,57	Miraíma	0,38	0,51
Barbalha	0,48	1,56	Granja	1,66	0,45

Fonte: IPEADATA Social 2010. Elaboração do autor.

Abaixo, na Figura 2, estão mapeados os municípios que recebem mais recursos do que a demanda (em tom mais escuro). São 53 municípios que dispõem de pouco mais de 49% dos recursos totais do Programa Bolsa Família. Notam-se, claramente, quatro regiões bem definidas de influência do PBF: região metropolitana de Fortaleza, região do Cariri ao sul, região de Sobral ao norte, e região Juagaribana ao leste.

Figura 2 – Índice Municipal de Cobertura – Programa Bolsa Família 2010



5.2. Estatísticas Globais de Eficiência Distributiva

A Tabela 6, logo abaixo, apresenta o resultado do Índice Global de Disparidade, que mede a “distância” entre a demanda real do município e a fração dos recursos do programa que é destinada a ele. Os resultados mostram que o PBF tem menor disparidade global entre os percentuais de indivíduos extremamente pobres e de recursos alocados em cada município. Ou seja, com um índice de $D = 84,49$, contra $D = 111,20$ do FECOP, o PBF está mais bem ajustado e isso significa que tem os seus recursos mais eficientemente empregados nos municípios.

Tabela 6: Estatística Comparativa do resultado do Índice Global de Disparidade.

Estatística	FECOP	PBF
Índice Global de Disparidade	111,20	84,49

Fonte: SEPLAG, Relatórios do FECOP 2010, e IPEADATA Social 2010. Elaboração do autor.

A Elasticidade Pobreza-Programa fornece uma estimativa do quanto uma variação na taxa municipal de extrema pobreza influencia na destinação dos recursos do dado programa. A análise foi dividida em 4 cenários descritos a seguir: regressão simples; inclusão de variáveis de controle; exclusão dos municípios com mais de

100.000 habitantes; e exclusão dos municípios com mais de 50.000 habitantes. Os resultados estão na Tabela 7 abaixo.

Os resultados da regressão simples mostraram que a variável extrema pobreza influencia a distribuição de ambos os programas, mas com maior influência sobre o Programa Bolsa Família (PBF), já que o valor estimado β_1 para o modelo de regressão deste programa é igual a 0,9573, o que significa que uma variação no percentual de habitantes extremamente pobres implica uma variação praticamente proporcional na fração dos recursos destinada àquela cidade analisada. Isso indica que o respectivo programa torna-se mais eficiente do que o FECOP. Enquanto isso, o valor estimado β_1 para o modelo de regressão do FECOP é igual a 0,6045.

Em termos de elasticidade, em relação à Bolsa Família, em média, um aumento de 10% na proporção de extremamente pobres do município *i* proporciona um aumento dos recursos da Bolsa Família em 9,57%. Agora, em relação ao FECOP, em média, um aumento de 10% na proporção de extremamente pobres do município *i* ocasiona um aumento de 6,04% nos recursos do FECOP.

A maior eficiência distributiva do PBF pode ser explicada, em parte, por este ser um programa único de combate à pobreza com transferências diretas de renda. Já o FECOP, por outro lado, é dividido em vários programas de inserção social, os quais incluem desde o apoio a organizações de bairro até programas educacionais e que nem sempre estão distribuídos nos municípios de forma proporcional à sua necessidade.

No entanto, com a inclusão de variáveis de controle no modelo e de exclusão de municípios¹⁰, observam-se alguns pontos importantes: o primeiro deles é a perda de poder de explicação dos programas, já que os valores dos coeficientes reduzem consideravelmente, principalmente do Programa Bolsa Família.

Outro ponto que chama a atenção é o fato da população não pobre (efeito populacional), em todos os cenários em que ela está presente, ter influência apenas na distribuição do programa Bolsa Família (PBF). Isso ocorre por que o referido programa atende não somente à população que vive em extrema pobreza, mas também a população que reside com renda superior a R\$ 70,00 até ½ salário mínimo¹¹, que é a linha de pobreza utilizada pelo programa.

A variável *dummy* de controle que capta a presença (ou não) de influência política na distribuição dos recursos da Bolsa Família e do FECOP nos municípios cearenses (efeito político) apresentou-se estatisticamente insignificante em ambos os programas. Isso nos diz que não existiu influência política na distribuição dos recursos dos programas Bolsa Família e do FECOP.

A variável de controle proporção do PIB municipal em relação ao PIB estadual (efeito econômico) mostrou-se estatisticamente significativa apenas no programa Bolsa Família excluindo os municípios com população superior a 50.000 habitantes.

¹⁰ Foi realizado um cenário excluindo a cidade de Fortaleza. Os resultados mostraram que, para o programa Bolsa Família, a variável de pobreza obteve um valor igual a 0,4610, enquanto que a variável dos não pobres obteve um valor igual a 0,4676. Ambas estatisticamente significantes a 1%. Já para o FECOP, apenas a variável de pobreza foi estatisticamente significativa, com um parâmetro igual a 0,4338.

¹¹ R\$ 255,00 em 2010.

Tabela 7: Estatísticas Comparativas da Elasticidade Programa Pobreza.

Cenários	Var. Cobertura	Constante	LnPpobres	Ln_npobres	Pref_govern	Ln_pib_prop
Regressão Simples (n=184)	LnBF R² ajust.: 0,8744	-0,1459** (0,0323)	0,9573** (0,0268)	-	-	-
	LnFECOP R² ajust.: 0,4752	-0,4021** (0,0565)	0,6045** (0,0468)	-	-	-
Inclus. Var. Controle (n=184)	LnBF R² ajust.: 0,9841	2,3727** (0,0777)	0,4611** (0,0174)	0,4661** (0,0383)	0,0023 (0,0144)	0,0286 (0,0288)
	LnFECOP R² ajust.: 0,4868	0,4331 (0,3776)	0,4322** (0,0846)	0,1834 (0,1864)	0,0570 (0,0701)	-0,0116 (0,1398)
População < 100.000Hab. (n=176)	LnBF R² ajust.: 0,9774	2,4061** (0,0911)	0,4642** (0,0176)	0,4600** (0,0395)	0,0005 (0,0146)	0,0385 (0,0296)
	LnFECOP R² ajust.: 0,3780	0,2762 (0,4245)	0,3935** (0,0820)	0,1813 (0,1839)	0,0268 (0,0682)	-0,0293 (0,1378)
População < 50.000 Hab. (n=151)	LnBF R² ajust.: 0,9664	2,4444** (0,1227)	0,4575** (0,0206)	0,4434** (0,0430)	-0,0094 (0,0160)	0,0598 + (0,0328)
	LnFECOP R² ajust.: 0,2775	-0,3313 (0,5612)	0,4396** (0,0944)	0,1935 (0,1968)	0,0080 (0,0735)	-0,1362 (0,1502)

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração dos autores. **estatisticamente significante a 1%; *estatisticamente significante a 5%; + estatisticamente significante a 10%.

Por último, utilizou-se o Teste *Bootstrap* para comparativo dos parâmetros estimados em cada cenário¹². Os resultados mostraram que apenas na regressão simples os parâmetros estimados são estatisticamente diferentes. Os cenários com as variáveis de controle mostraram que os parâmetros estimados são estatisticamente idênticos. Os resultados encontram-se na Tabela 8 abaixo¹³.

Tabela 8: Estatísticas Comparativas da Elasticidade Programa Pobreza.

Cenários	Coefficiente do Diferencial ($\hat{\beta}_{LnBF} - \hat{\beta}_{LnFECOP}$)	Desvio Padrão Bootstrap	P> Z
Regressão Simples	0,3527	0,0613	0,0000
Inclus. Var. Controle	0,0288	0,0935	0,758
População < 100.000Hab.	0,0707	0,0940	0,452

¹²Foi realizado também um teste *Bootstrap* excluindo a cidade de Fortaleza. O resultado mostrou que valor do coeficiente do diferencial foi igual a 0,0288, o desvio padrão igual a 0,0962. Logo, conclui-se que os parâmetros estimados são estatisticamente iguais.

¹³ Foi realizado também um teste *Bootstrap* entre os parâmetros estimados do FECOP, incluindo as variáveis de controle. As simulações foram: cenário com amostra total e excluindo os municípios com mais de 100.000 habitantes; cenário com amostra total e excluindo os municípios com mais de 50.000 habitantes; e cenário excluindo os municípios com mais de 100.000 e 50.000. Em todas as simulações os resultados mostraram que os parâmetros são estatisticamente iguais.

População < 50.000 Hab.	0,0178	0,1131	0,875
-----------------------------------	--------	--------	-------

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração dos autores. Ho: os coeficientes são estatisticamente iguais, ou seja, $(\hat{\beta}_{1BF} - \hat{\beta}_{1FECOP}) = 0$; Ha: caso contrário. Teste *Bootstrap* com 1.000 replicações realizadas no software Stata 11.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A literatura que trata da análise espacial da distribuição é extensa (LIBERATO, 2004; ROMERO, 2006; CHIARINI, 2008). Todavia, não foram encontrados artigos que abordam o mapeamento da cobertura dos programas governamentais que visam combater este problema.

O presente trabalho objetiva contribuir com o mapeamento da distribuição dos recursos do Fundo Estadual de Combate à Pobreza e do Programa Bolsa Família, além do esclarecimento da eficiência destes programas em termos da alocação dos seus recursos financeiros.

O mapeamento apresentado na seção 5.1 parece mostrar que o Programa Bolsa Família privilegia quatro regiões específicas do Estado, diferentemente do Fundo de Estadual de Combate à Pobreza que distribui seus recursos de forma mais esparsa em todas as regiões. Entretanto, todas as três Estatísticas Globais de Eficiência Distributiva indicam que o primeiro aloca os recursos de maneira mais eficiente. Ou seja, os auxílios financeiros do PBF são reservados aos municípios de maneira mais compatível com os percentuais de habitantes que, de fato, necessitam deste tipo de ajuda.

Além disso, dentro de um intervalo construído arbitrariamente para conter aqueles municípios que são beneficiados de forma mais igualitária, ou seja, que recebem um montante que varia entre 90% e 110% do que seria justo diante do percentual de indivíduos vivendo na extrema pobreza, podemos contabilizar 41 cidades para o PBF. Já para o FECOP, o número de cidades neste mesmo intervalo cai para 35. Quando aumentamos esta margem para 15% abaixo ou acima do que seria considerado justo, contamos 57 municípios beneficiados pelo PBF contra apenas 53 do FECOP.

Em relação aos resultados da Elasticidade Pobreza-Programa, no modelo de regressão simples observou-se que a variável extrema pobreza influencia a distribuição de ambos os programas, mas com maior influência sobre o Programa Bolsa Família (PBF), apresentando com uma maior eficiência distributiva, explicada, em parte, por este ser um programa único de combate à pobreza com transferências diretas de renda.

No entanto, com a inclusão de variáveis de controle no modelo e de exclusão de municípios, observou-se, com a ajuda do Teste *Bootstrap* de comparação de parâmetros estimados, que os valores das elasticidades são estatisticamente iguais, implicando que ambos os programas possuem o mesmo efeito distributivo.

Além do mais, chama a atenção o fato da população não pobre (efeito populacional), em todos os cenários em que ela está presente, ter influência apenas na distribuição do programa Bolsa Família (PBF), assim como a variável de efeito político não apresenta influência sobre os programas e que o efeito econômico apresenta influência apenas no cenário excluindo os municípios com população superior a 50.000 habitantes.

Por fim, sugere-se a realização de novos estudos visando o monitoramento permanente de programas de combate à pobreza, com o objetivo de verificar a eficiência dos programas em erradicar a extrema pobreza no Brasil.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARROS, A. R.. **Desigualdades Regionais no Brasil: natureza, causas, origens e solução**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011. 336p.

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. A Recente Queda da Desigualdade de Renda e o Acelerado Progresso Educacional Brasileiro da Última Década. **Texto para Discussão 1.304**. Rio de Janeiro: IPEA, set., 2007.

CROCCO, M. A.; GALINARI, R.; SANTOS, F.; LEMOS, M. B.; SIMÕES, R. Metodologia de Identificação de Arranjos Produtivos Locais Potenciais: Uma nota técnica. Belo Horizonte: Faculdade de Ciências Econômicas da UFMG, 2003. **(texto para discussão)**.

CHIARINI, T.. Análise espacial da pobreza municipal no Ceará, 1991-2000. **Revista de Economia**, v. 34, n. 2 (ano 32), p. 69-93, maio/ago. 2008.

_____. Mapeamento da Pobreza. **Revista Econômica do Nordeste**. Volume 40, n03, julho-setembro, 2009, 537-557.

FOSU, A.K.. **Growth, Inequality, and Poverty Reduction in Developing Countries: Recent Global Evidence**. *UN University-World Institute for Development Economics Research (UNUWIDER)*. Version: September, 2010.

HOLANDA, M. C.; ROSA, A. L. T. da. Fundo Estadual de Combate à Pobreza (FECOP). Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). **Nota Técnica 4**. Fortaleza: IPECE, 2004. 26p.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico 2010**. Disponível na Internet: www.ibge.gov.br, acesso em 12/07/2011.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Ipeadata Social**. Disponível na Internet: www.ipeadata.gov.br, acesso em 11/07/2011.

IPECE - Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. **Anuário Estatístico do Ceará Disponível**. Disponível na Internet: www.ipece.ce.gov.br, acesso em 03/08/2011.

KOHLHASE, J.; LIN, J-.. *Spatial Mismatch and Urban Labor Markets in the United States: Evidence for Blacks, Immigrants and Hispanics*. **American Real Estate and Urban Economics Association Meetings**, Atlanta, January 3-5, 2010.

LIBERATO, V. C.. Linhas de indigência e pobreza para Belo Horizonte, RMBH e colar metropolitano. In: LEMOS, M; DINIZ, C; CARVALHO, J.M; SANTOS, F. (Coordenador). **Projeto Belo Horizonte no século XXI**, CEDEPLAR, 2004.

MDS - Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. Bolsa Família. Disponível na Internet: www.mds.gov.br, acesso em 30/06/2011.

MEDEIROS, C. N.; NETO V. R. P.; **Análise espacial da extrema pobreza no estado do Ceará**, IPECE, 2011.

NERI, M.. Desigualdade, estabilidade e bem-estar social. Rio de Janeiro: FGV, 2006. (**Ensaio Econômico, 637**).

RAMOS, L. Desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil no período pós-real. IPEA, **Nota Técnica**, Rio de Janeiro, 2006.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Determinantes da desigualdade de renda no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES, RICARDO (Org.), **Desigualdade e pobreza**. Rio de Janeiro: IPEA, cap.6 p.159-176, 2000.

ROCHA, S.. **Pobreza no Brasil. Afinal de que se trata?** Rio de Janeiro: Editora FGV, 3ª ed, 2006

ROMERO, J. A. R. Análise especial da pobreza municipal do estado de Minas Gerais, 1991-2000. **Anais do XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, ABEP, 2006.

SEPLAG - Secretaria do Planejamento e Gestão do Estado do Ceará. FECOP. Disponível na Internet: www.seplag.ce.gov.br, acesso em 28/06/2011.

SOARES, F. V.; SOARES, S.; MEDEIROS, M.; GERREIRO, R. Programas de transferência de renda no Brasil: Impactos sobre a desigualdade. IPEA, **Texto para Discussão 1228**, Brasília, 2006.

UNDP - United Nations Development Programme. Poverty Report, 2000. Disponível na Internet: www.undp.org.

ANEXO

TABELA I – Índices de Cobertura dos Programas Sociais de Combate à Pobreza.

Município	IND cobert FECOP	IND cobert BF
Abaiara	1,6352	1,0292
Acarapé	1,5503	1,1603
Acaraú	0,5851	0,6920
Acopiara	0,5161	0,7923
Aiuaba	0,9479	0,7173
Alcântaras	0,7281	0,9152
Altaneira	0,8740	0,7412
Alto Santo	1,0175	1,0096
Amontada	0,7969	0,5948
Antonina do Norte	1,5156	0,8421
Apuiarés	0,8952	0,6353
Aquiraz	1,9626	1,4464
Aracati	0,9043	1,0592
Aracoiaba	0,4118	0,8498
Ararendá	1,0533	0,7012

Araripe	0,9518	0,6883
Aratuba	1,3279	0,9119
Arneiroz	2,8789	0,8692
Assaré	0,7152	0,8537
Aurora	0,7198	0,8899
Baixio	2,4038	1,1299
Banabuiú	0,7722	0,7069
Barbalha	0,7843	1,5581
Barreira	0,8823	0,9439
Barro	0,8615	0,8885
Barroquinha	0,5443	0,6058
Baturité	1,0034	1,0612
Beberibe	0,4318	0,9039
Bela Cruz	0,7205	0,6306
Boa Viagem	0,7086	0,7034
Brejo Santo	1,4293	1,3801
Camocim	0,3536	0,7143
Campos Sales	1,1270	0,8212
Canindé	0,5555	0,7743
Capistrano	0,5820	0,6395
Caridade	0,7504	0,6722
Cariré	1,3076	0,8229
Caririaçu	0,9058	0,8137
Cariús	1,5511	0,7858
Carnaubal	0,7864	0,6202
Cascavel	0,6665	1,1738
Catarina	0,6377	0,6941
Catunda	1,3156	0,7764
Caucaia	0,3185	1,2516
Cedro	0,9686	0,8765
Chaval	0,6627	0,7410
Choró	0,7039	0,5554
Chorozinho	2,0689	1,0927
Coreaú	0,7127	0,6716
Crateús	0,8578	0,9671
Crato	0,3756	1,5942
Croatá	0,5378	0,5481
Cruz	0,6234	0,7805
Deputado Pinheiro	Irapuan 1,7168	0,7604
Ererê	1,7547	0,7986
Eusébio	0,3164	1,7544
Farias Brito	0,8527	0,7683
Forquilha	1,3049	1,3718
Fortaleza	2,0669	1,9820
Fortim	0,7445	0,9255
Frecheirinha	0,8828	0,8466

General Sampaio	2,9434	0,8248
Graça	0,6871	0,5592
Granja	0,1933	0,4462
Granjeiro	1,8933	0,9249
Groaíras	1,4696	1,2146
Guaiúba	0,7952	1,0247
Guaraciaba do Norte	0,4851	0,9770
Guaramiranga	9,2076	2,0290
Hidrolândia	0,9687	0,8070
Horizonte	2,3390	1,5746
Ibaretama	1,4181	0,7113
Ibiapina	0,5440	0,9754
Ibicuitinga	1,3239	0,6639
Icapuí	0,9926	1,0514
Icó	0,6308	0,9244
Iguatu	0,8295	1,2834
Independência	1,1365	0,8590
Ipaporanga	0,8201	0,6537
Ipaumirim	1,4298	0,9903
Ipu	1,0758	1,0150
Ipueiras	0,5692	0,6608
Iracema	1,1168	0,9369
Irauçuba	0,9226	0,6176
Itaiçaba	1,5986	1,4292
Itaitinga	0,6144	1,1326
Itapagé	0,6563	0,8095
Itapipoca	0,9737	0,7226
Itapiúna	0,5713	0,6804
Itarema	0,3725	0,6155
Itatira	1,0890	0,6700
Jaguaretama	1,8430	0,8030
Jaguaribara	20,6336	1,3136
Jaguaribe	0,6128	1,0641
Jaguaruana	0,7503	1,1823
Jardim	0,8924	0,7435
Jati	2,0409	0,9205
Jijoca de Jericoacoara	1,0275	0,9329
Juazeiro do Norte	0,6091	1,6411
Jucás	0,8218	0,8759
Lavras da Mangabeira	0,6878	0,7383
Limoeiro do Norte	1,0696	1,5065
Madalena	1,4825	0,7351
Maracanaú	0,3916	2,0152
Maranguape	0,6780	1,5846
Marco	0,9488	0,9917
Martinópolis	0,3673	0,6592
Massapê	1,1143	0,9217

Mauriti	0,8537	0,7994
Meruoca	1,2540	1,0187
Milagres	1,0628	1,0770
Milhã	2,3618	0,9954
Miraíma	1,1597	0,5057
Missão Velha	1,0958	1,0815
Mombaça	0,6546	0,8008
Monsenhor Tabosa	2,4980	0,8278
Morada Nova	0,8595	1,0471
Moraújo	0,5368	0,6144
Morrinhos	0,8520	0,6221
Mucambo	0,6910	0,6008
Mulungu	1,0859	0,7929
Nova Olinda	4,8084	0,8508
Nova Russas	0,9094	0,9649
Novo Oriente	0,8577	0,6434
Ocara	0,7849	0,6529
Orós	0,9474	1,1381
Pacajus	0,9109	1,2794
Pacatuba	0,5223	1,7097
Pacoti	1,3685	1,1200
Pacujá	0,9043	0,9959
Palhano	1,8631	1,1603
Palmácia	0,5682	0,7196
Paracuru	0,7921	1,0993
Paraipaba	0,9371	1,0746
Parambu	0,6839	0,7802
Paramoti	1,2339	0,7200
Pedra Branca	0,7480	0,7902
Penaforte	2,2549	1,1698
Pentecoste	0,6843	0,8056
Pereiro	0,8131	0,6040
Pindoretama	0,7479	1,2272
Piquet Carneiro	2,1857	0,7998
Pires Ferreira	0,8419	0,5930
Poranga	0,9341	0,6586
Porteiras	1,5345	0,8269
Potengi	0,7897	0,6816
Potiretama	2,4263	1,0021
Quiterianópolis	0,7128	0,7870
Quixadá	1,2526	0,9583
Quixelô	0,6690	0,8536
Quixeramobim	1,0743	0,9217
Quixeré	1,5034	1,1299
Redenção	0,7321	0,9511
Reriutaba	0,8031	0,6309
Russas	1,3213	1,5000

Saboeiro	1,0455	0,8307
Salitre	0,9426	0,8098
Santana do Acaraú	0,6085	0,7350
Santana do Cariri	0,4705	0,5449
Santa Quitéria	0,7448	0,6878
São Benedito	0,4381	0,8639
São Gonçalo do Amarante	0,9559	1,2551
São João do Jaguaribe	1,5486	1,2287
São Luís do Curu	1,0510	0,8941
Senador Pompeu	1,3254	0,9696
Senador Sá	1,2321	0,7338
Sobral	1,3417	1,1651
Solonópole	1,5049	0,7909
Tabuleiro do Norte	1,0251	1,2205
Tamboril	0,8799	0,6930
Tarrafas	0,6043	0,8499
Tauá	1,1687	0,8386
Tejuçuoca	1,8675	0,6864
Tianguá	0,6105	1,3008
Trairi	0,5930	0,6811
Tururu	0,9363	0,6589
Ubajara	1,6377	0,7058
Umari	0,8972	0,7942
Umirim	0,9690	0,6680
Uruburetama	0,5559	0,9352
Uruoca	0,9484	0,6159
Varjota	1,3804	0,9470
Várzea Alegre	0,8341	0,8365
Viçosa do Ceará	0,3164	0,6366

Fonte: SEPLAG, Relatórios do FECOP 2010, e IPEADATA Social 2010. Elaboração do autor.

UMA ANÁLISE MULTIDIMENSIONAL DA POBREZA NO CEARÁ

Jimmy Lima de Oliveira¹

RESUMO

O presente trabalho realiza uma análise multidimensional da pobreza nos anos de 2004 e 2009. Diferentemente de trabalhos anteriores que calcularam um índice de pobreza multidimensional agregado para o Ceará e suas regiões, ao utilizar a metodologia desenvolvida por Alkire e Foster (2009), tornou-se possível avaliar a contribuição relativa de cada dimensão no indicador global de pobreza. As dimensões consideradas foram: renda, educação, segurança alimentar e infraestrutura dos domicílios. A partir dos resultados apresentados foi possível (i) analisar mudanças nos índices de pobreza ao longo do tempo; (ii) comparar os níveis de pobreza entre as regiões; (iii) comparar os diferentes índices de pobreza; e (iv) destacar as contribuições de cada dimensão no índice de incidência multidimensional ajustado de pobreza. Nesse sentido, este trabalho contribui em diferentes aspectos para o monitoramento das condições de vida da população pobre e para a avaliação das políticas de combate a pobreza no estado do Ceará.

Palavras chaves: Privação; Pobreza Multidimensional; Decomposição; Contribuição Relativa

ABSTRACT

This paper makes an analysis of multidimensional poverty in the years 2004 and 2009. Unlike previous studies that calculated a aggregated multidimensional poverty index for Ceará state and its regions, using the methodology developed by Alkire and Foster (2009), it became possible to evaluate the relative contribution of each dimension of the overall indicator of poverty. The dimensions considered are: income, education, food security and households' infrastructure. From the results presented it was possible to (i) analyze changes in poverty rates over time, (ii) to compare poverty levels across regions, (iii) compare the different indices of poverty, and (iv) highlight the contributions of each dimension in the adjusted incidence of multidimensional poverty index. In this sense, this work contributes in different ways for monitoring and evaluation of policies to fight to poverty in the Ceará state.

Keywords: Deprivation; Multidimensional Poverty; decomposition; Relative Contribution

¹ Doutor em Economia pela Universidade Federal do Ceará CAEN-UFC. Analista de Políticas Públicas do IPECE.
E-mail: jimmy.oliveira@ipece.ce.gov.br

1. INTRODUÇÃO

A redução da pobreza e a melhoria das condições de vida da população pobre tem sido o principal objetivo das políticas públicas implementadas atualmente nas diversas esferas de governo. No entanto, apesar dos esforços nesse sentido, a mensuração do impacto dessas políticas tem se mostrado uma tarefa difícil dada a natureza complexa da definição do que seja pobreza. Essa definição tem importantes conseqüências, pois dependendo de como se defina o que seja pobreza, indicadores são criados e usados como parâmetros na elaboração e avaliação de políticas públicas (Souza, 2004).

A abordagem tradicional considera a pobreza apenas como insuficiência de renda. A principal crítica que se faz a esta abordagem é o fato dela não retratar todas as dimensões da pobreza, uma vez que o nível de bem-estar dos indivíduos é determinado por um conjunto complexo de fatores e não somente pela renda (Lopes, Macedo e Machado, 2003).

Em contraposição a definição de pobreza baseada única e exclusivamente na renda, nos últimos anos tem havido um esforço para a construção de medidas multidimensionais² de pobreza [(Tsui, 2002); (Atkinson, 2003); (Bourguignon e Chakravarty, 2003); Alkire e Foster (2009), dentre outros].

De acordo com Sen (1976), tal como no caso unidimensional, a medição da pobreza multidimensional pode ser dividida conceitualmente em duas etapas distintas: identificação e agregação. A etapa da identificação pressupõe o estabelecimento de um parâmetro, chamado de linha de pobreza que, quando confrontado a um indicador de bem-estar, permite a classificação da população em dois grupos distintos: pobres e não pobres. Enquanto a agregação consiste na seleção de uma medida ou um índice de pobreza específico que agregue as informações sobre as pessoas pobres em um indicador global de pobreza.

No caso unidimensional, parece bastante intuitiva a maneira pela qual a pobreza é mensurada. No entanto, quando se pretende estabelecer um índice de pobreza multidimensional, um conjunto de questões adicionais deve ser respondido: (i) quais dimensões devem ser consideradas? (ii) como definir as linhas de pobreza para cada dimensão? (iii) como devem ser ponderadas as dimensões? (iv) qual critério deve ser utilizado para classificar uma pessoa em situação de pobreza multidimensional?

Em relação a primeira questão, Sen (2004) sugere a escolha de dimensões que sejam de especial importância para a sociedade ou para as pessoas em questão, e socialmente influenciáveis, no sentido de que elas possam ser afetadas por políticas públicas.

Sobre a definição de linhas de pobreza específicas para cada dimensão, deve-se ter em mente que estas não são suficientes para identificar quem é multidimensionalmente pobre. Uma vez que, torna-se necessário considerar outros critérios que estabeleçam o número de dimensões que uma pessoa deve ser privada para ser considerada pobre.

No que se refere a definição dos pesos de cada dimensão no índice de pobreza global, deve-se respeitar as preferências da população em relação a hierarquização das dimensões e seus impactos nas condições de vida. Contudo, como esta hierarquia nem sempre é conhecida, uma possibilidade é a utilização de pesos iguais. Ressalta-se, no entanto, que a escolha das dimensões, das linhas de pobreza e dos pesos das dimensões são interconectadas (Alkire e Foster, 2010).

Para classificar uma pessoa como multidimensionalmente pobre, Alkire e Foster (2009) desenvolveram um método de identificação de corte duplo (*dual cutoff approach*), no qual, primeiro, se define uma linha de pobreza específica para cada dimensão, e, em seguida, se

² A abordagem multidimensional se baseia na Teoria das Capacitações desenvolvida por Amartya Sen. Nessa abordagem a pobreza é entendida como “privação de capacidades básicas”, em vez apenas da insuficiência de renda ou acesso insuficiente a recursos.

estabelece uma linha de pobreza multidimensional que determina o número de dimensões em que uma pessoa deve ser privada para ser considerada pobre.

A vantagem deste método é que ele pode ser combinado com quaisquer medidas de pobreza³, satisfaz certas propriedades axiomáticas desejáveis para medidas de pobreza, permite uma estrutura flexível de ponderação e é altamente intuitivo.

O presente trabalho se propõe a fazer uma análise multidimensional da pobreza no Ceará nos anos de 2004 e 2009, considerando outras dimensões além da renda. Para tanto, utiliza-se a metodologia desenvolvida por Alkire e Foster (2009), que permite a decomposição do índice de pobreza por subgrupos da população, além de mensurar a contribuição relativa de cada dimensão no indicador multidimensional de pobreza.

Além desta introdução, o presente trabalho é composto por mais 5 seções. Na segunda seção, faz-se uma breve revisão da literatura sobre as tentativas de mensuração da pobreza multidimensional nos estados brasileiros, com ênfase nos resultados para o Ceará. A terceira seção descreve a base de dados, a escolha das dimensões e a definição das linhas de pobreza. A quarta seção apresenta a metodologia empregada no cálculo dos índices de pobreza multidimensionais. Os resultados são apresentados na quinta seção. E, por fim, na sexta seção são apresentadas as conclusões.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Silva e Neder (2010) utilizam técnicas de criação de indicadores compostos, por meio da análise fatorial de correspondências múltiplas, aplicadas a variáveis qualitativas extraídas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do ano de 2007, para construir um indicador de pobreza multidimensional. Objetivando estabelecer avaliações comparativas entre alguns aspectos da pobreza unidimensional e multidimensional, eles estimaram dois índices: um índice de insuficiência monetária através das linhas de pobreza baseadas em cestas de consumo e um índice de pobreza multidimensional aplicado à fórmula do índice FGT(0).

As dimensões selecionadas foram: características domiciliares, condições sanitárias, educação, condições de trabalho, razão de dependência e pobreza monetária. Os indicadores primários utilizados foram: material das paredes do domicílio, material do telhado, forma de iluminação, indicador de condição do domicílio, número médio de pessoas por cômodo, forma de escoadouro do banheiro ou sanitário, destino do lixo domiciliar, condição de abastecimento de água, condições sanitárias, número médio de anos de estudo dos moradores do domicílio, proporção de alfabetizados no domicílio, proporção de crianças do domicílio na escola, taxa de pessoas ocupadas em trabalho precário no domicílio, razão de dependência e pobreza monetária.

De posse dos índices calculados, os autores elaboraram o ranking das unidades da federação em termos da pobreza multidimensional comparando com a pobreza unidimensional. Eles observam que o índice multidimensional é sempre maior que o monetário. A proporção de pobres pela ótica multidimensional no Brasil em 2007 alcançou 40,33%, enquanto a pobreza unidimensional foi estimada em 20,08%. Os maiores índices multidimensionais foram encontrados no Maranhão (65,95%), seguido do Piauí (62,42%) e Alagoas (61,21%). Por sua vez os menores índices foram observados em Santa Catarina (18,99%), Paraná (27,48%) e Rio Grande do Sul (27,51%). O índice de pobreza unidimensional do Ceará foi 40,25% e o multidimensional foi 58,99%.

³ Este método de identificação pode ser combinado com as medidas FGT ajustadas, Foster e Shorrocks para dados cardinais, Bourguignon e Chakravarty (2003), Tsui (2002), Maasoumi e Lugo (2007) e outros.

Ademais, eles ressaltam que tanto em termos unidimensionais quanto multidimensionais, a pobreza rural foi maior que a urbana no ano analisado. Contudo, observam que na zona urbana estes indicadores são mais próximos, pobreza unidimensional estimada em 24,54% e pobreza multidimensional em 36,54%. Enquanto as duas estimativas mostram-se muito distantes nas áreas rurais. Em áreas rurais a proporção de pobres unidimensionais chegou a 27,77% enquanto a proporção multidimensional alcançou 59,48%.

Araújo, Moraes e Cruz (2012), também utilizam a análise de correspondência múltipla, para a análise da pobreza multidimensional⁴ no Estado do Ceará nos anos de 2004, 2006 e 2009, com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD). Eles utilizam as fórmulas dos índices FGT (0), FGT(1) e FGT(2) para o cálculo do índice multivariado. Eles ressaltam as divergências entre os indicadores unidimensionais e multidimensionais, sendo que os últimos ultrapassam os primeiros em todas as áreas e anos considerados.

Analisando a incidência de pobreza multidimensional, seus resultados mostram que a pobreza no Estado do Ceará atinge 44,5% da população em 2009, com redução de 14,42% em relação a 2004 (52,0) . Considerando os diferentes recortes geográficos, os autores mostram que a zona urbana apresenta taxas de pobreza superiores (47,2) à região metropolitana (33,6), mas em magnitude consideravelmente inferior à zona rural (61,2). Em termos de variação, no período 2004-2009, as maiores reduções ocorreram na RMF (-16,83%), zonas urbana (-13,55%) e rural (-11,18%), respectivamente.

Neder, Buainain e Silva (2011) utilizam o modelo Rasch aplicado a um conjunto relativamente amplo de indicadores dicotômicos de privações relacionados ao bem-estar dos domicílios para a medição da pobreza multidimensional nas áreas rurais do Brasil. A justificativa para o emprego do modelo é que a pobreza, como uma variável latente, não pode ser medida diretamente, mas é representada por uma série de respostas a itens observados.

A análise se inicia com a construção de uma matriz obtida a partir de um conjunto de indivíduos (domicílios) e um conjunto de itens dicotômicos, de acordo com a posse de alguns bens ou a manifestação de situações que vão ser consideradas como indicadores de privação. A resposta positiva para o índice ($x_{ij} = 1$) indica um estado de privação para o i -ésimo domicílio com respeito a um bem ou uma característica expressa pelo item j . A resposta nula ($x_{ij} = 0$) indica a ausência de privação para determinado item. Para a medição da pobreza, a x_{ij} resposta para i -ésimo indivíduo (domicílio) para o item j depende não só da sua privação específica, mas também sobre o nível de severidade da privação do item.

O modelo se baseia na especificação de várias funções logísticas que serão utilizados para estimar a probabilidade de uma resposta dicotômica para cada situação. Os autores utilizam 48 indicadores de privação a fim de determinar o número de dimensões subjacentes a condição de pobreza. A fonte de informação utilizada são os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios para o ano de 2009.

Os modelos estimados indicaram que as dimensões de melhor ajuste foram: 1) Condições de integração no mercado de trabalho formal e não-agrícolas, 2) Educação, 3) Condições de Moradia, 4) Acesso a serviços de utilidade pública; 5) propriedade de bens de consumo em geral; 6) propriedade de bens de consumo sofisticados; e 7) Segurança Alimentar.

Na dimensão condições de integração no mercado de trabalho formal e não-agrícolas, os estados em situações de maior carência foram Piauí, Maranhão, Espírito Santo e Paraná. Na dimensão educação, os estados com maior privação média são Alagoas, Piauí, Bahia e Acre. Em termos de condições de moradia, os piores estados foram Maranhão, Roraima, Amapá e Tocantins. Na dimensão acesso a serviços públicos, os estados com pior desempenho foram

⁴ O critério adotado para a escolha das variáveis e das dimensões foram os mesmos critérios descritos por Lacerda e Neder (2010).

Roraima, Mato Grosso do Sul, Maranhão e Piauí. Na dimensão segurança alimentar, Maranhão, Acre, Alagoas, Piauí e Ceará foram os estados em pior situação.

Barros, Carvalho e Franco (2006) propõem a construção de um indicador escalar de pobreza que contempla várias dimensões além da insuficiência de renda. Este indicador pode ser construído com base nas informações da PNAD ou do CADÚNICO⁵. Os autores organizaram essas informações num conjunto de indicadores que caracterizam as condições de vida das famílias pobres construindo o Índice de Desenvolvimento da Família (IDF). Segundo os autores, com base nessas informações é possível selecionar populações carentes com relação a uma variedade de critérios, tornando possível a identificação de famílias de baixa renda com carências específicas.

O Índice de Desenvolvimento da Família se propõe a ser um indicador sintético de pobreza. Ele se baseia num sistema de ponderação similar ao utilizado no IDH. No entanto, apesar de usarem o mesmo sistema de ponderação, Barros, Carvalho e Franco (2006) tentam superar algumas deficiências apresentadas pelo IDH. A principal delas se refere à desagregabilidade, que diz respeito à unidade mínima de análise para a qual se pode obter o indicador sintético.

O IDF é constituído por seis por seis dimensões, com 26 componentes e 48 indicadores. Cada uma dessas seis dimensões representa, em parte, o acesso aos meios necessários para as famílias satisfazerem suas necessidades e, em outra parte, a consecução de fins, isto é, a satisfação efetiva de tais necessidades. São elas: a) vulnerabilidade (composição demográfica das famílias; b) acesso a conhecimento; c) acesso ao trabalho; d) disponibilidade de recursos (renda e despesa familiar per capita e despesas com alimentação); e) desenvolvimento infantil; e, f) condições habitacionais (acesso a serviços públicos básicos como água, saneamento e energia elétrica).

Furtado (2012) calcula o índice de vulnerabilidade multidimensional das famílias, de acordo com a metodologia proposta por Barros, Carvalho e Franco (2006), com dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) de 2003 e 2009. Segundo o autor, a vulnerabilidade como um todo se concentra fortemente nas áreas rurais, em Alagoas, Maranhão e Piauí e interiores do Ceará e de Pernambuco. Além disso, a região Norte apresenta menor evolução dos indicadores no período, enquanto o Nordeste mantém, de longe, os maiores valores em termos absolutos.

Com base nos dados do CADÚNICO de 2009, Oliveira e Loureiro (2010) mostram que, exceto nas dimensões de ausência de vulnerabilidade e desenvolvimento infantil, o Ceará apresenta resultados inferiores ao do Brasil, mas melhores que os do Nordeste em todas as dimensões. Os resultados mostram também uma situação estadual grave nas dimensões acesso ao trabalho, disponibilidade de recursos e acesso ao conhecimento. Por outro lado, as dimensões vulnerabilidade da família, desenvolvimento infantil e condições habitacionais apresentaram bons resultados.

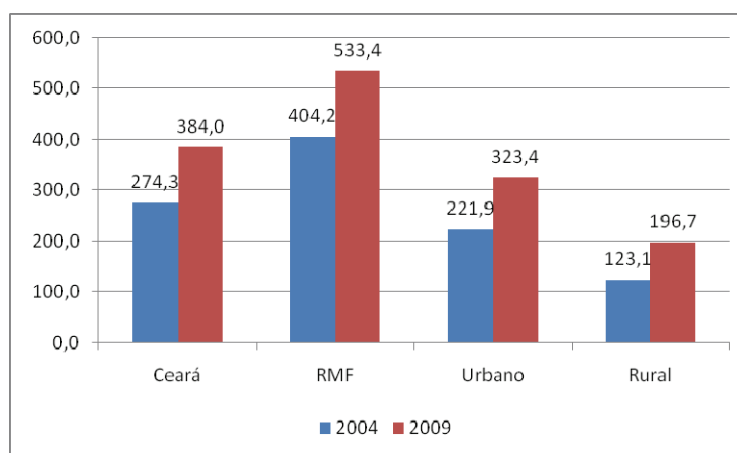
Diniz e Diniz (2009) calculam um indicador de pobreza multidimensional para os estados brasileiros considerando o cumprimento das metas dos Objetivos do Desenvolvimento do Milênio na escolha das dimensões. De acordo com os autores, entre os piores desempenhos estão os estados das regiões Norte e Nordeste, com cerca de nove estados entre os de dez piores. Entretanto, eles ressaltam que, em alguns casos particulares, como os dos estados do Ceará, Sergipe e Rio Grande do Norte, o bom desempenho relativo se deve a melhoria do Objetivo 1: proporção de indigentes e hiato de indigência; Objetivo 2: analfabetismo entre pessoas de 15 a 24 anos e defasagem escolar média de 10 a 14 anos; Objetivo 3: Número de Candidatos Eleitos Deputados do Sexo Feminino; Objetivo 4: Taxa de Mortalidade de Menores de 5 anos e Taxa de Mortalidade Infantil e Objetivo 5: Incidência de Aids.

⁵ Cadastro Único para benefícios sociais do Governo Federal.

3. BASE DE DADOS

Os indicadores utilizados neste trabalho para mensurar a pobreza multidimensional no estado do Ceará foram obtidos a partir das informações disponíveis nas PNADs 2004 e 2009. Eles refletem as privações sofridas em quatro dimensões: (i) renda, composta pelo indicador renda domiciliar per capita; (ii) educação, que considera dois indicadores, anos de estudos e frequência escolar das crianças de 1 a 14 anos⁶; (iii) segurança alimentar, composta por um indicador de disponibilidade de alimentos; e (iv) condições habitacionais, dadas pelos indicadores de representam o acesso aos serviços de abastecimento adequado de água e esgotamento sanitário.

Gráfico 1 – Renda Domiciliar per capita média – 2004 e 2009



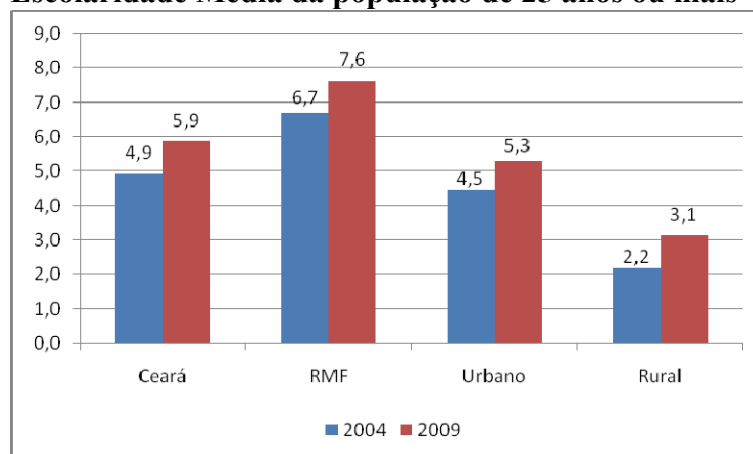
Fonte: PNAD - IBGE

O gráfico 1 mostra a evolução da renda domiciliar per capita nos anos 2004 e 2009. Observa-se um crescimento da renda domiciliar per capita média em todas as regiões geográficas do Estado, contudo, destaca-se a grande disparidade de renda entre as zonas rurais e urbanas e, principalmente, em relação a RMF. A renda média da RMF é superior à média do Ceará, refletindo a elevada desigualdade de renda entre os municípios cearenses. Nesse sentido, quando se considera a pobreza como privação de renda, os índices de pobreza da zona rural tendem a ser bastante superiores ao das demais regiões (IPECE, 2010).

A partir do Gráfico 2, observa-se que a mesma disparidade em termos de renda per capita ocorre quando se analisa o número médio de estudo da população de 25 anos ou mais. A média de anos de estudo da população residente na área rural é aproximadamente a metade da média estadual. Como as dimensões educação e renda são positivamente correlacionadas, essas disparidades tendem a se reforçar produzindo uma elevada desigualdade entre as regiões do Estado.

⁶ A definição desta faixa etária levou em consideração dois aspectos. Primeiro, o fato de que a licença maternidade é no máximo de 6 meses, e que mães trabalhadoras necessitam deixar suas crianças na creche para poderem trabalhar. Segundo, porque a faixa etária de 6 a 14 anos corresponde ao ensino fundamental.

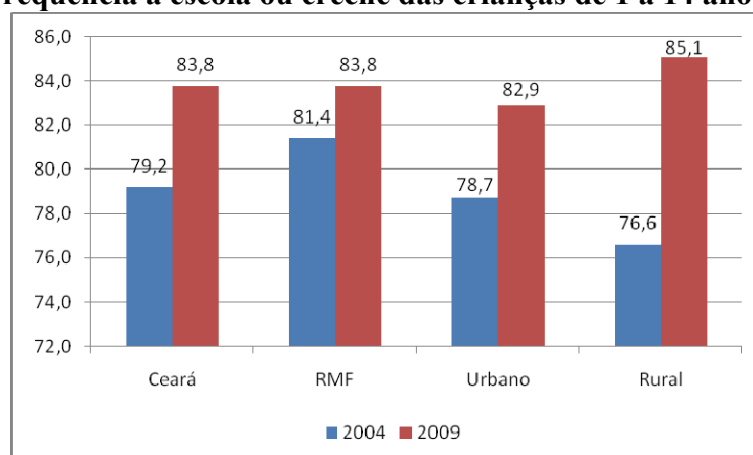
Gráfico 2 – Escolaridade Média da população de 25 anos ou mais – 2004 e 2009



Fonte: PNAD - IBGE

Analisando o outro indicador de educação, constata-se que, embora a zona rural tenha tido novamente o pior desempenho em 2004 (Gráfico 3), em 2009 o percentual de crianças de 1 a 14 anos de idade frequentando escola ou creche é maior nesta do que em todas as demais regiões consideradas. Por conseguinte, no futuro, espera-se que a diferença em termos de escolaridade média entre as regiões do Estado se reduza, a medida que uma maior número de crianças estão tendo acesso a educação na zona rural.

Gráfico 3 – Frequência a escola ou creche das crianças de 1 a 14 anos – 2004 e 2009

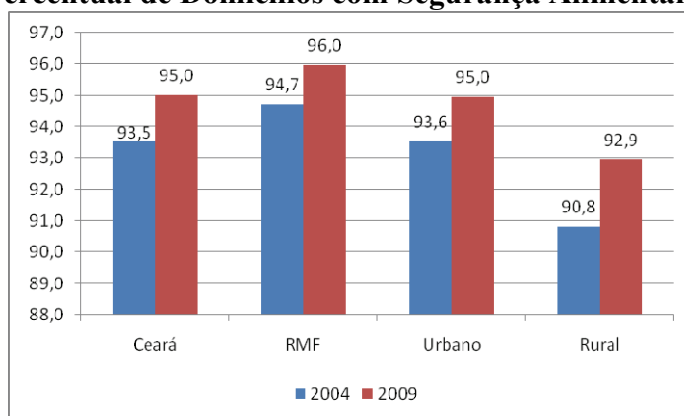


Fonte: PNAD - IBGE

O gráfico 4 apresenta o percentual de domicílios com segurança alimentar⁷, isto é, o percentual de domicílios em que nenhuma pessoa foi privada da alimentação necessária para o seu desenvolvimento de acordo com os parâmetros de peso e altura estabelecidos para a faixa etária correspondente. Percebe-se que, embora a grande maioria dos domicílios encontre-se na situação de segurança alimentar, uma quantidade não desprezível dos domicílios cearenses apresentam insegurança na disponibilidade de alimentos, principalmente, na zona rural.

⁷ De acordo com a Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA), os domicílios podem ser classificados de acordo com o status de Segurança Alimentar ou Insegurança Alimentar, sendo esta segunda classificação subdividida em três níveis: (i) Insegurança Alimentar Leve: aqueles nos quais foi detectada alguma preocupação com o acesso aos alimentos no futuro e nos quais há comprometimento da qualidade dos alimentos; (ii) Insegurança Alimentar Moderada: aqueles que convivem com uma restrição quantitativa de alimentos; e (iii) Insegurança Alimentar Grave: aqueles que passam pela privação de alimentos, podendo chegar à sua expressão mais grave, a fome (IPECE, 2012).

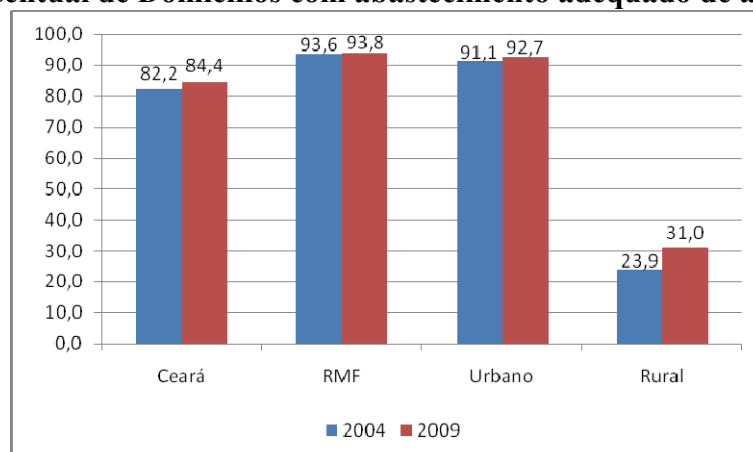
Gráfico 4 – Percentual de Domicílios com Segurança Alimentar – 2004 e 2009



Fonte: PNAD - IBGE

Na dimensão condições habitacionais, o primeiro indicador a ser analisado é a proporção de domicílios com abastecimento de água adequado, ou seja, quando a proveniência da água do domicílio for da rede geral de distribuição, canalizada para o domicílio ou pelo menos para o terreno ou propriedade em que está situado (IPECE, 2010). Esse indicador é importante na medida em que o abastecimento de água pela rede geral oferece uma água de melhor qualidade e de forma regular.

Gráfico 5 – Percentual de Domicílios com abastecimento adequado de água – 2004 e 2009

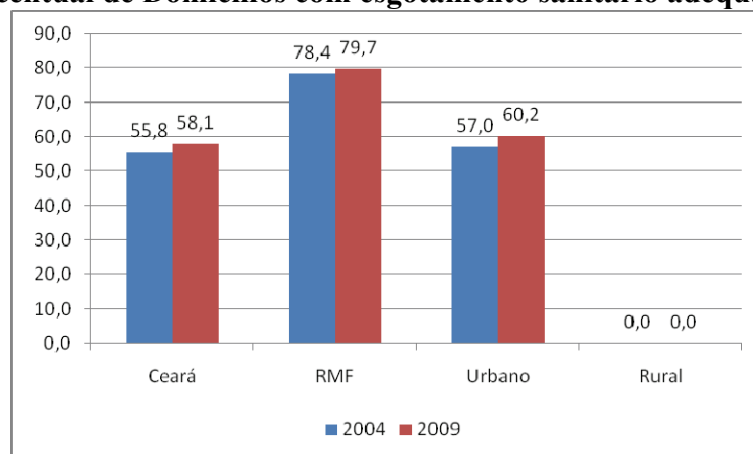


Fonte: PNAD – IBGE

A partir do Gráfico 5, percebe-se que há uma elevada cobertura de abastecimento de água na RMF e na zona urbana, no entanto, o nível de cobertura deste serviço é extremamente baixo na zona rural. Esta situação demonstra-se preocupante, principalmente em um estado com predominância do território na região semi-árida, em que a irregularidade das precipitações pluviométricas é uma característica marcante.

Outro indicador importante na dimensão de condições habitacionais é a proporção de domicílios com esgotamento sanitário adequado. Consideram-se com esgotamento sanitário adequado os domicílios cuja forma do escoadouro do banheiro ou sanitário é ligado à rede coletora de esgoto e/ou ligada à fossa séptica. Domicílios urbanos possuem esgotamento sanitário adequado quando estão ligadas a rede coletora ou a fossa séptica é ligada a rede, enquanto para domicílios rurais basta a existência de fossa séptica ligada ou não a rede coletora.

Gráfico 6 – Percentual de Domicílios com esgotamento sanitário adequado – 2004 e 2009



Fonte: PNAD – IBGE

A partir do Gráfico 6, observa-se que a cobertura do serviço de esgotamento sanitário no estado do Ceará é extremamente baixa e, além disso, inexiste na zona rural. Esta situação é preocupante, pois a ausência de saneamento básico expõe as pessoas, sobretudo as crianças, a diversas doenças que põe em risco a saúde.

Determinação das Linhas de Pobreza para cada Dimensão

Como exposto anteriormenete, o método de identificação proposto por Alkire e Foster (2009) pressupõe a determinação de linhas de pobreza para cada dimensão⁸. As dimensões e as respectivas linhas de pobreza unidimensionais são apresentadas na Tabela 1, abaixo.

Tabela 1: Dimensões, Indicadores, Linhas de Pobreza Unidimensionais e Pesos

Dimensão	Indicador	Condição de Privação	Pesos
Renda	Renda domiciliar per capita (rdpc)	Se a rdpc é inferior a 1/2 s. m.*	2
Educação	Anos de estudo	Se nenhum membro do domicílio possui mais de 5 anos de estudo	1
	Frequência escolar de crianças de 1 a 14 anos	Se alguma criança de 1 a 14 anos não frequenta escola ou creche	1
Segurança Alimentar	Disponibilidade de alimentos	Se algum indivíduo no domicílio sofreu insegurança alimentar grave	1
Condições Habitacionais	Abastecimento de água	Se o domicílio não está ligado à rede geral de distribuição	0,5
	Esgotamento sanitário	Se o domicílio não está ligado à rede coletora e/ou não possui fossa séptica	0,5

Nota: *A linha de pobreza corresponde a 1/2 s. m. de 2004. A justificativa por utilizar o salário mínimo de 2004, e não o de 2009, para gerar as linhas de pobreza é devido ao fato que o s. m. sofreu reajustes superiores a inflação durante o período, o que superestima a redução da pobreza ao longo do tempo. Os valores monetários são corrigidos pelo INPC.

Uma pessoa será privada na dimensão renda se a renda domiciliar per capita for inferior a linha de pobreza estabelecida como 1/2 s. m. de 2004 corrigidos pelo INPC. A inclusão dessa dimensão no índice multidimensional permitirá comparações diretas com o índice unidimensional de incidência de pobreza.

⁸ Na definição das linhas de pobreza, fica claro que a unidade de análise é o domicílio, embora os domicílios sejam ponderados pelo número de moradores no cálculo dos índices de pobreza, o que permite inferências sobre a população total.

Na dimensão educação todos os membros do domicílio serão não-privados se pelo menos um indivíduo tem 5 anos de estudo, o que corresponde ao primeiro ciclo do ensino fundamental. Este indicador segue a idéia de Basu e Foster (1998) de que todos os membros do domicílio se beneficiam das habilidades de uma pessoa alfabetizada, independentemente do nível de educação individual (Alkire e Foster, 2010). Da mesma forma, todos os membros do domicílio serão considerados privados se alguma criança de 1 a 14 anos não frequenta escola ou creche⁹.

Na dimensão segurança alimentar, todos os membros do domicílio serão considerados privados, se pelo menos uma pessoa sofre de insegurança alimentar grave, que se manifesta pela privação de alimentos, podendo chegar à sua expressão mais grave, a fome. Enquanto, na dimensão condições de moradia, um indivíduo é considerado privado em um dos indicadores se o domicílio não possui cobertura daquele serviço, abastecimento de água e esgotamento sanitário, respectivamente.

Relação entre o Sistema de Ponderação e Linha de Pobreza k-dimensional

De acordo com as informações contidas na Tabela 1, no cômputo do índice de pobreza multidimensional, os pesos foram definidos da seguinte maneira:

- a. Renda: tem peso 2 embora possua apenas um indicador;
- b. Educação: cada indicador possui peso 1, totalizando um peso igual 2;
- c. Segurança Alimentar: peso 1 para o indicador de disponibilidade de alimentos;
- d. Condições Habitacionais: cada indicador tem peso igual a 0,5 fazendo com que a dimensão possua peso unitário.

A partir desse sistema de ponderação, assume-se que uma pessoa será considerada multidimensionalmente pobre se a soma ponderada de suas privações for maior ou igual a dois. Neste caso, basta que exista privação na dimensão renda para que a condição de pobreza seja observada. Isso não significa, contudo, que a renda seja a única dimensão relevante, uma vez que um indivíduo pode ser não-privado nessa dimensão, mas pode ser privado em um dos indicadores de educação, por exemplo, e não ter acesso aos serviços de água e esgoto, para que ele seja considerado pobre.

4. METODOLOGIA¹⁰

Como as dimensões selecionadas para mensuração de pobreza multidimensional são medidas por uma combinação de dados cardinais e ordinais, renda, anos de escolaridade e segurança alimentar, Alkire e Foster (2009) sugerem, na fase de agregação, o emprego do índice de incidência de pobreza ajustado (*adjusted headcount ratio*), M_0 ¹¹. Este índice mede a pobreza em d dimensões em uma população de n indivíduos.

Denote por $y = [y_{ij}]$ uma matriz $n \times d$ de dotações, em que o elemento $y_{ij} \geq 0$ representa a dotação do indivíduo i na dimensão j . Cada vetor linha, $y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{id})$, representa as dotações do indivíduo i nas diferentes dimensões, enquanto que cada vetor coluna,

⁹ Domicílios sem crianças nesta faixa etária são considerados não-privados. Nesse caso, a incidência de privação neste indicador irá refletir a estrutura demográfica do domicílio, bem como os níveis de educação Alkire e Foster (2010).

¹⁰ Esta seção é baseada em Alkire e Foster (2007, 2009 e 2010).

¹¹ O índice de incidência ajustado multidimensional é uma simples extensão do índice de incidência ajustado para a renda.

$y_{*j} = (y_{1j}, y_{2j}, \dots, y_{nj})$, representa a distribuição das realizações na dimensão j entre os n indivíduos.

O índice M_0 permite a ponderação de cada dimensão diferentemente. Portanto, define-se um vetor de ponderação w , em que o elemento w_j representa o peso aplicado a dimensão j . Note que $\sum_{j=1}^d w_j = d$, isto é, a soma dos pesos das dimensões deve ser igual ao número total de dimensões¹².

Para identificar quem é pobre entre a população, um procedimento em dois passos é aplicado através da definição de dois tipos diferentes de linhas de pobreza. Primeiro, identifica-se todos os indivíduos que são privados em alguma dimensão. Seja $z_j > 0$ a linha de pobreza da dimensão j , e z o vector de linhas de pobreza para cada uma das dimensões da pobreza. Defina uma matriz de privações $g^0 = [g_{ij}^0]$, cujo elemento típico g_{ij}^0 é definido por $g_{ij}^0 = w_j$ quando $y_{ij} < z_j$, e por $g_{ij}^0 = 0$ quando $y_{ij} \geq z_j$. Isto é, a ij -ésima entrada da matriz é equivalente ao peso w_j quando o indivíduo i é privado na dimensão j , e é igual a zero quando o indivíduo não é privado.

A partir da matriz g^0 constroi-se um vector coluna c de contagens de privações, cuja i -ésima entrada $c_i = \sum_{j=1}^d g_{ij}^0$ representa a soma ponderada de privações sofridas pelo indivíduo i . Em seguida, é preciso identificar quem é considerado multidimensionalmente pobre. Para isso, deve-se determinar uma segunda linha de pobreza $k > 0$ que deve ser aplicada a todo vector coluna c . Mais formalmente, seja $\rho: R_d^+ \times R_d^{++} \rightarrow \{0,1\}$ uma função de identificação que mapeia o vector de dotações $y_i \in R_d^+$ e o vector de linhas de pobreza unidimensionais z em R_d^{++} em uma variável indicadora. De tal maneira que $\rho_k(y_i, z) = 1$ quando $c_i \geq k$ e $\rho_k(y_i, z) = 0$ quando $c_i < k$. Isso significa que uma pessoa é classificada como pobre se a contagem de privações ponderadas é maior ou igual a k . Isto é chamado de método de corte duplo, uma vez que utiliza uma linha de corte unidimensional z_j para determinar se um indivíduo é ou não privado em uma dimensão específica, e uma linha de corte transversal k -dimensional para determinar quem será considerado multidimensionalmente pobre.

Para agregar as informações das pessoas pobres e construir uma medida de pobreza global, basta considerar as privações das pessoas pobres e censurar as privações de pessoas que são privadas em alguma dimensão, mas não são multidimensionalmente pobres para um dado k . Para isso, deve-se construir uma segunda matriz $g^0(k)$, que é obtida a partir da matriz g^0 , substituindo-se a i -ésima linha de g^0 por um vector de zeros quando $\rho_k = 0$. Esta matriz contém as privações ponderadas de todas as pessoas que tenham sido identificadas como multidimensionalmente pobres e exclui as privações dos não pobres.

A partir desta matriz censurada constroi-se um vector censurado de contagens de privações $c(k)$ que difere do vector c , no sentido de que ele conta zero privações para aqueles não identificados como multidimensionalmente pobres. Nesse caso, a medida de pobreza M_0 é simplesmente a média da matriz $g^0(k)$, isto é $M_0 = \mu(g^0(k))$, em que μ denota a média aritmética. Ou seja, M_0 é a soma ponderada das privações experimentadas por um indivíduo

¹² Se as dimensões são compostas por mais de um indicador, a soma dos pesos deve ser igual ao número de indicadores.

pobre, dividido pelo número total de pessoas vezes o número total de dimensões consideradas, $M_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^d g_{ij}^0 / nd$.

É interessante notar que, a medida M_0 também pode ser expressa como o produto de duas outras medidas: o índice de incidência multidimensional (H) e a privação média entre os pobres (A). A combinação dessas duas medidas produz um índice que é sensível a aumentos nas dimensões em que uma pessoa pobre é privada, bem como a um aumento da prevalência da pobreza na população.

Para entender a medida A , primeiro, deve-se notar que $c_i(k)/d$ representa a quantidade de privações experimentadas por uma pessoa pobre. A média desta fração entre aqueles que são pobres, é precisamente A , onde sua expressão é dada por $A = \sum_{i=1}^n c_i(k) / dq$. Nesse sentido, A representa a intensidade da pobreza multidimensional. Enquanto $H = q/n$ é a incidência de pobreza multidimensional, isto é, a proporção de pessoas multidimensionalmente pobres.

Como um produto simples desses dois índices, H e A , a medida M_0 torna-se sensível a incidência e a amplitude da pobreza. Em particular, M_0 satisfaz a monotonicidade dimensional, que garante que se um indivíduo pobre se torna privado em uma dimensão adicional, M_0 irá aumentar. Desta forma, a medida M_0 resume as informações sobre a incidência da pobreza e da sua intensidade, daí o seu nome de índice de incidência ajustado.

Outra característica importante da medida M_0 é que ela pode ser decomposta por subgrupos da população. Dadas duas distribuições x e y , que correspondem a dois subgrupos da população de tamanho $n(x)$ e $n(y)$, a soma ponderada dos níveis de pobreza de cada subgrupo, em que os pesos são as participações dos subgrupos na população, é igual ao nível de pobreza global:

$$M_0(x, y; z) = \frac{n(x)}{n(x, y)} M_0(x, z) + \frac{n(y)}{n(x, y)} M_0(y, z)$$

A aplicação repetida desta propriedade mostra que a decomposição é válida para qualquer número de subgrupos, tornando esta uma propriedade extremamente útil para gerar perfis de pobreza para populações específicas. Além disso, M_0 pode também ser decomposta por dimensão. Para verificar isto, note que essa medida pode ser expressa da seguinte maneira: $M_0 = \sum_{j=1}^d \mu(g_{*j}^0(k)) / d$, em que $g_{*j}^0(k)$ é a coluna j da matriz censurada $g^0(k)$. Dessa forma, a contribuição da dimensão j para a pobreza multidimensional pode ser expressa como $Contr_j = (\mu(g_{*j}^0(k)) / d) / M_0$.

A decomposição da contribuição de cada dimensão fornece informações que podem ser úteis para revelar uma configuração particular de privações sofridas pela população de uma região específica, permitindo, assim, a elaboração de políticas de combate a pobreza que se adequem as reais necessidades da população.

5. RESULTADOS

A Tabela 2 apresenta a incidência de pobreza baseada na renda (P_0) e as medidas multidimensionais H e M_0 para o Ceará e suas regiões, sendo as últimas avaliadas para $k = 2$.

São apresentadas também as participações de cada região na população total, bem como a contribuição de cada uma delas nos índices de pobreza do Estado.

Comparando as regiões, indiferente do índice de pobreza utilizado, constata-se que a incidência de pobreza é mais elevada na zona rural, em todos os períodos analisados. Em 2004, a população rural representava 22,5% da população total, contudo, quando se considera apenas a população pobre, esse percentual sobe para 30,5%, 31,6% ou 34,8%, dependendo do índice de pobreza considerado. Em 2009, observa-se uma redução da participação da zona rural na população total, que passa a ser 21,4%. No entanto, a participação na população pobre aumenta para 33,5%, 34,8% ou 37,2%, de acordo com P₀, H e M₀, respectivamente.

Tabela 2: Índices de Pobreza e Participações Relativas

2004							
Região	População (%)	P0	Contribuição Relativa	H0	Contribuição Relativa	M0	Contribuição Relativa
RMF	41,1	0,433	32,0	0,497	31,6	0,243	29,0
Urbano	36,4	0,573	37,5	0,654	36,8	0,341	36,2
Rural	22,5	0,752	30,5	0,906	31,6	0,530	34,8
Ceará	100,0	0,556	100,0	0,646	100,0	0,343	100,0
2009							
Região	População (%)	P0	Contribuição Relativa	H0	Contribuição Relativa	M0	Contribuição Relativa
RMF	41,8	0,255	29,3	0,314	28,3	0,146	26,5
Urbano	36,8	0,367	37,2	0,464	36,9	0,228	36,3
Rural	21,4	0,568	33,5	0,753	34,8	0,401	37,2
Ceará	100,0	0,363	100,0	0,463	100,0	0,231	100,0

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD.

Considerando-se as mudanças ocorridas nos índices de pobreza ao longo do tempo, observa-se uma redução considerável em todos eles, em todas as regiões do Estado. A RMF apresentou as maiores reduções, experimentando uma redução na incidência de pobreza baseada na renda de 41,1%, na incidência de pobreza multidimensional de 36,8% e no índice de incidência multidimensional ajustado de 39,9%. Na zona urbana esses percentuais foram de 36%, 29,1% e 33,1%, nos índices P₀, H e M₀, respectivamente. E, na zona rural, as reduções foram de 24,5%, 16,9% e 24,3%, respectivamente.

Comparando os diferentes índices de pobreza, constata-se que a população rural, além de ter maior privação na dimensão renda, sofre mais com privações nas demais dimensões. Em 2004, comparando os índices P₀ e H, percebe-se que 75,2% da população rural era privada somente na dimensão renda, no entanto, quando se considera as demais dimensões esse percentual se eleva para 90,6%, significando que naquele ano 15,4% da população rural sofreu privações em outras dimensões além da renda. Em 2009, embora tenha havido uma redução nesses dois índices, essa diferença aumentou, indicando que 18,5% da população rural passou a ser privada em outras dimensões que não a renda.

A Tabela 3 apresenta a contribuição relativa de cada dimensão para no índice de incidência multidimensional ajustado. As dimensões que mais contribuíram para o índice de pobreza multidimensional foram renda, educação¹³, condições de moradia e segurança alimentar, respectivamente.

¹³ Vale lembrar que renda e educação tem peso 2 no índice multidimensional.

Tabela 3 - Contribuição Relativa das Dimensões para o Índice de Pobreza Multidimensional

Região	renda		Educação		segurança alimentar		condições de moradia	
	2004	2009	2004	2009	2004	2009	2004	2009
Ceará	53,97	52,47	19,52	20,79	7,45	7,44	19,06	19,30
RMF	59,50	58,14	17,42	18,70	8,86	8,92	14,22	14,24
Urbano	55,95	53,72	19,24	22,34	8,00	7,96	16,81	15,98
Rural	47,29	47,23	21,56	20,77	5,70	5,88	25,45	26,12

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD

Ressalta-se, contudo, diferenças na importância das dimensões entre as regiões. A dimensão renda se mostrou mais importante na RMF do que na zona rural, embora a última apresente níveis de renda mais baixo. De acordo com IPECE (2010), isto se deve a pior distribuição de renda na RMF quando comparada as demais regiões. Por outro lado, a dimensão condições de moradia é mais relevante na zona rural, dada a maior carência de serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário.

Além de considerar a contribuição relativa de cada dimensão em um ano específico, é possível verificar também mudanças ocorridas ao longo do tempo. Nesse sentido, é importante destacar o aumento de 3,1 pontos percentuais da contribuição relativa da dimensão educação na zona urbana no índice multidimensional de pobreza, significando uma piora nessa dimensão durante o período considerado.

6. CONCLUSÕES

A partir dos resultados obtidos constatou-se que a pobreza apresentou trajetória decrescente durante o período 2004-2009. As maiores reduções ocorreram quando se consideram os índices de incidência de pobreza baseada na renda, de incidência multidimensional ajustado e de incidência de pobreza multidimensional, respectivamente. Por conseguinte, ao comparar os diferentes índices de pobreza, conclui-se que a redução na incidência da pobreza durante o período foi menor quando se consideram outras dimensões além da renda.

As maiores reduções ocorreram na Região Metropolitana de Fortaleza, zonas urbana e rural, respectivamente. No que se refere a zona rural, a despeito da redução de sua participação na população total, observou-se um aumento na participação relativa na proporção de pobres. Portanto, embora tenha se observado reduções absolutas nos índices de pobreza, pode-se afirmar que houve uma piora em termos relativos nessa região.

Diferentemente de trabalhos anteriores que calcularam um índice de pobreza multidimensional agregado para o Ceará e suas regiões, ao utilizar a metodologia desenvolvida por Alkire e Foster (2009), tornou-se possível avaliar a contribuição relativa de cada dimensão no indicador global de pobreza. Nesse, sentido, ao analisar a pobreza no Ceará em uma perspectiva multidimensional, este trabalho contribui em diferentes aspectos para o monitoramento das condições de vida da população pobre.

Em primeiro lugar, porque o enfoque multidimensional, por si só, se constitui em um avanço para a análise de pobreza com consequências importantes para o planejamento e execução das políticas públicas. Uma vez este indicador leva em consideração diversos aspectos da pobreza proporcionando um melhor entendimento do problema. Em segundo lugar, porque ao revelar as privações da população em diferentes dimensões, permite-se considerar

diferentes tipos de intervenções voltadas para a melhoria da qualidade de vida da população pobre.

Privações de renda pressupõem intervenções apenas nas condições de acesso ao mercado de trabalho e/ou a programas de transferências de renda. Enquanto privações em outras dimensões, como no acesso a serviços públicos essenciais, pressupõe um aumento dos investimentos públicos em infraestrutura.

Por fim, ao decompor a pobreza em diferentes subgrupos da população e em termos de contribuição de cada dimensão ao longo do tempo, o indicador de pobreza multidimensional permite um melhor monitoramento e avaliação das políticas de combate a pobreza. Uma vez que os programas sociais atuam em mais de uma dimensão da pobreza simultaneamente.

Referências Bibliográficas

Alkire, Sabina and James Foster, 2007, “Counting and Multidimensional Poverty Measurement,” Oxford Poverty and Human Development Initiative, Working Paper 7, University of Oxford.

Alkire, S., & Foster, J. (2009). ‘Counting and Multidimensional Poverty’, In Von Braun J. (Ed.) *The Poorest and Hungry: Assessment, Analysis and Actions*. Washington D.C.: International Food Policy Research Institute.

Alkire, Sabina and Maria Emma Santos, 2010, “Acute Multidimensional Poverty: A New Index for Developing Countries,” Oxford Poverty and Human Development Initiative, Working Paper 38, University of Oxford.

Araújo, J. A., Morais, G. S. e Cruz, M. S. (2012). *Estudo da Pobreza Multidimensional no Ceará*. Laboratório de Estudos Regionais, Texto p/ Discussão nº 3, Sobral.

Atkinson, A. 2003. Multidimensional deprivation: Contrasting social welfare and counting approaches, *Journal of Economic Inequality*, 1(1), 51-65.

Barros, P. B., Carvalho, M. & Franco, S. (2006). *Pobreza Multidimensional no Brasil*. IPEA. Texto para Discussão nº 1227.

Barros, P. B., Carvalho, M & Mendonça, R. (2009). *Sobre as Utilidades do CADUNICO*. IPEA. Texto para Discussão nº 1414.

Bourguignon, Francois and Satya Chakravarty, 2003, *The Measurement of Multidimensional Poverty*. *Journal of Economic Inequality* 1: 25-49.

Diniz, Marcelo B. e Diniz, Marcos, M. Um indicador comparativo de pobreza multidimensional a partir dos objetivos do desenvolvimento do milênio. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 3, 2009, pp. 399-423.

Foster, James, J. Greer, and Erik Thorbecke, 1984, *A Class of Decomposable Poverty Measures*. *Econometrica* 52: 761-765.

Furtado, B. A. (2012). *Índice de Vulnerabilidade das Famílias: Atualização e Recortes Geográficos*. IPEA. Texto para Discussão nº 1699.

IPECE (2010). Indicadores Sociais do Ceará 2009.

IPECE (2012). IPECE Informe 18. Perfil da perfil da segurança alimentar no estado do Ceará - Análise dos dados do suplemento especial de segurança alimentar da PNAD para os anos de 2004 e 2009.

Kageyama, A. e Hoffmann, R. (2006) Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 15, n. 1 (26), p. 79-112, jan./jun.

Lacerda, F.C.C; Neder, H.D. (2010). Pobreza multidimensional na Bahia: uma análise fundamentada no Indicador Multidimensional de Pobreza. *Revista Desenhavia*, Salvador, v. 7, n. 13, p. 33-70.

Lopes, L. M., Macedo, P. & Machado, A. F. (2003). Indicador de pobreza: aplicação de uma abordagem multidimensional ao caso brasileiro. *Textos para Discussão*, Cedeplar - UFMG, td223.

Neder, H.; Buainain, A. e Da Silva, G. (2011). Rural Poverty in Brazil: a multidimensional measurement approach. 33^o Brazilian Meeting of Econometrics.

Oliveira, J. L. e Loureiro, A. O. F. (2010) Mensurando o nível de pobreza nos municípios cearenses a partir do Índice de Desenvolvimento da Família. IPECE, Texto p/ Discussão 69.

Sen, Amartya K. (2004). Capabilities, Lists, and Public Reason: Continuing the Conversation, *Feminist Economics*, 10(3), 77-80.

Sen, Amartya K. (1976): Poverty: An ordinal approach to measurement, *Econometrica* 44 (2):219-231.

Silva, A. M. R. e Neder, H. D. (2010). Abordagem das capacitações: um estudo empírico sobre pobreza multidimensional no Brasil. III Conferência Latino Americana e Caribenha sobre Abordagem das Capacitações e Desenvolvimento Humano, Porto Alegre.

Souza, A. P. (2004). Por Uma Política de Metas da Redução da Pobreza. *São Paulo em Perspectiva*, 18(4): 20-27.

Tsui, Kai-yuen (2002): Multidimensional poverty indices. *Social Choice and Welfare* 19 (1): 69-93.

