



GOVERNO DO
ESTADO DO CEARÁ

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

ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE 2011

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 2011

Fortaleza-CE
Junho/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,

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)

Regis Façanha Dantas (IPECE)

Francisco Evangelista (ETENE/BNB)

João Mário de França (CAEN-UFC)

Emerson Marinho (CAEN-UFC)

Nicolino Trompieri Neto (IPECE / UNIFOR)

Projeto Gráfico

Nertan Cruz

ENCONTRO DE ECONOMIA CEARÁ EM DEBATE 2011

v-1 - 2013

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

Fortaleza: IPECE, 2011. 244 p.

ISBN: 978-85-98664-14-9

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

II - Título

CDU 330 (813.1)

ISBN 978 - 85 - 98664 - 28 - 6

Copyright © 2011 - 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 2011* 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 11 de novembro do ano 2011, na Assembleia Legislativa do Estado do Ceará – Auditórios do Complexo das Comissões. A seleção dos artigos coube à banca formada pelos professores doutores e pesquisadores Emerson Marinho (CAEN-UFC); João Mário (CAEN-UFC); José Raimundo (CAEN-UFC) e Ricardo Pereira (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 Maurício Holanda (SEDUC), João Mário (LEP/CAEN/UFC), Sandra Santos (FEAAC/UFC), Philipe Nottingham (SEPLAG), José Narciso (BNB) e Adriano Sarquis (IPECE). A mesa de encerramento: “A Economia Cearense e seus Desafios” composta pelos senhores Carlos Mauro Benevides Filho (Secretário da SEFAZ-CE); Carlos Eugênio (Professor EPGE/FGV-RJ) e Carlos Hamilton (Diretor de Política Econômica do Banco Central do Brasil).

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

AVALIANDO O IMPACTO DA MUDANÇA DA LEI DO ICMS DO CEARÁ NOS INDICADORES MUNICIPAIS DE EDUCAÇÃO E SAÚDE

Guilherme Irffi, Francis Carlo Petterini06

PRODUÇÃO E REPRODUÇÃO DE DESIGUALDADES NO MERCADO DE TRABALHO CEARENSE: UMA ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO PARA O PERÍODO 2001-2008

Valdemar Rodrigues de Pinho Neto, Vitor Hugo Miro.....28

AVALIAÇÃO DO PROGRAMA RONDA DO QUARTEIRÃO NA RMF DO ESTADO DO CEARÁ

Daniel Cirilo Suliano, Jimmy Lima de Oliveira, Alexandre Lira Cavalcante, Odorico de Moraes Eloy da Costa56

DESEMPENHO ESCOLAR DOS ALUNOS DO ENSINO FUNDAMENTAL CEARENSE EM 2007: UMA ANÁLISE QUANTÍLICA

Maria Micheliana da Costa Silva, Luciana de Oliveira Rodrigues, Leandro Oliveira Costa Paulo de Melo Jorge Neto77

DINÂMICA INDUSTRIAL CEARENSE E SUAS INTERAÇÕES INTER/INTRA-REGIONAIS E INTERNACIONAIS

Elano Ferreira Arruda, Roberto Tatiwa Ferreira97

EFEITOS ASSIMÉTRICOS DA ABERTURA COMERCIAL E A CONTRIBUIÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE SOBRE O NÍVEL DE RENDA DOS MUNICÍPIOS CEARENSES

Felipe de Sousa Bastos, Elano Ferreira Arruda, Daniel Barboza Guimarães, Guilherme Irffi123

ENDOGENEIDADE DA EDUCAÇÃO NA PREVISÃO DA TAXA DE RETORNO: AVALIAÇÃO METODOLÓGICA E APLICAÇÃO PARA REGIÕES BRASILEIRAS E ESTADOS SELECIONADOS

Francisca Zilania Mariano, Ronaldo A. Arraes145

MAPEAMENTO DA EXTREMA POBREZA NO ESTADO DO CEARÁ

Cleyber Nascimento de Medeiros, Valdemar Rodrigues de Pinho Neto167

PERSISTÊNCIA E DINÂMICA DA MOBILIDADE INTERGERACIONAL DE RENDA E EDUCAÇÃO NO ESTADO DO CEARÁ

Áydano Ribeiro Leite, Wellington Ribeiro Justo191

QUAIS OS FATORES SÃO DETERMINANTES PARA REDUZIR A DESIGUALDADE EM UM AMBIENTE DE CRESCIMENTO ECONÔMICO E MENOS POBREZA?

Vitor Hugo Miro, Daniel Cirilo Suliano, Jimmy Lima de Oliveira.....206

UMA AVALIAÇÃO DE IMPACTO E RETORNO ECONÔMICO DO PLANO SETORIAL DE QUALIFICAÇÃO (PLANSEQ)

Francis Carlo Petterini229

AVALIANDO O IMPACTO DA MUDANÇA DA LEI DO ICMS DO CEARÁ NOS INDICADORES MUNICIPAIS DE EDUCAÇÃO E SAÚDE

Guilherme Irffi¹

Francis Carlo Petterini²

RESUMO:

Em 2007 o Ceará modificou sua Lei do ICMS rateando a quota parte através de “indicadores de resultado” em saúde, educação e meio-ambiente. Este artigo avalia o impacto da mudança da Lei e discute a possibilidade incentivar os municípios a usar melhor os seus recursos financeiros. Para tanto, utiliza-se os municípios da Bahia como grupo de controle para estimar efeitos de tratamento através de modelos de diferenças em diferenças com e sem pareamento. Os resultados apontam impactos positivos na proficiência dos alunos das redes municipais em exames padronizados de português e matemática, sem mudança significativa no padrão dos gastos municipais.

Palavras-chave: Avaliação de impacto; ICMS.

ABSTRACT:

In 2007 Ceara changed its ICMS law apportioning the share via outcome indicators in health, education and environment. This article evaluates the impact of changing the law and discusses the possibility for municipalities to encourage better use of their financial resources. For this, use the municipalities of Bahia as a control group to estimate treatment effects using differences in differences models with and without pairing. The results indicate a positive impact on students' proficiency in the municipal standardized tests of Portuguese and Mathematics, with no significant change in the pattern of municipal expenditures.

Key-words: impact evaluation; ICMS.

JEL: H75 e K32.

¹ Doutorando em Economia, CAEN/UFC.

Professor do Departamento de Economia e Pesquisador do Laboratório de Estudos Regionais, UFC, Campus de Sobral. Rua Anahid Andrade, 471, Praça Senador Figueira, Centro, Sobral – CE. CEP 62.011-000. Telefax: +55 (88) 36132829. E-mail: guidirffi@gmail.com

² Doutor em Economia, CAEN/UFC.

Professor do Departamento de Economia e Pesquisador do Laboratório de Estudos Regionais, UFC, Campus de Sobral. Rua Anahid Andrade, 471, Praça Senador Figueira, Centro, Sobral – CE. CEP 62.011-000. Telefax: +55 (88) 36132829. E-mail: petterini@ufc.br

1. INTRODUÇÃO

A Constituição Federal de 1988 permitiu aos Estados definir critérios de repasse aos municípios de parte dos recursos do ICMS³. No texto, determinou-se que 75% das receitas do ICMS seriam apropriadas pelos governos estaduais, e o restante seria distribuído entre os governos municipais.

Dos 25% de destinação municipal, pelo menos 18,75% são repartidos segundo a contribuição do município ao valor adicionado fiscal, enquanto que o restante, ou seja, 6,25% (ou 25% da quota-parte dos municípios) podem ser distribuídos segundo outros critérios definidos pela legislação estadual⁴.

Isso criou um suporte legal para Estados implantarem mecanismos de incentivo a induzir prefeituras a agirem determinada forma. Neste sentido, o Paraná foi o primeiro a usar este suporte, quando em 1991 criou o chamado “ICMS Ecológico”⁵. Um mecanismo que visava preservar os mananciais de água, e funciona da seguinte forma: se o município aumentar os pastos e plantações ou outras atividades econômicas tradicionais, como o número de indústrias, ele precisava aumentar também suas áreas verdes para não perder quota-parte. Com o passar dos anos, outros Estados também desenharam outros mecanismos com objetivos particulares⁶.

Nos Estados do Nordeste, com exceção do Pernambuco, Piauí e Ceará, os critérios de distribuição da quota-parte dados pela legislatura estadual envolvem simplesmente: (i) a população; (ii) o território; e, (iii) uma parte igualitária.

Os pesos desses três itens costumam mudar entre os Estados, mas não de forma muito criativa. Por exemplo, no Maranhão e no Rio Grande do Norte o rateio dos 25% é dado em 5% proporcional ao território, 5% proporcional a população e 15% igualitário. Na Bahia 7,5% é proporcional ao território, 10% proporcional a população e 7,5% igualitário. E em Sergipe os 25% são distribuídos igualmente, simples assim.

³ Art. 158 da Constituição. ICMS é o acrograma do imposto sobre operações relativas à circulação de mercadorias e sobre prestações de serviços de transporte interestadual, intermunicipal e de comunicação.

⁴ Ver Brunozi Júnior et alii (2008) para uma discussão sobre as limitações legais e contábeis desta possibilidade.

⁵ Detalhes em <http://www.icmsecologico.org.br>. Pouco depois do Paraná, Minas Gerais adotou critérios semelhantes que deixaram a sua Lei conhecida como “Lei Robin Hood”, pois incentivavam investimentos sociais. O termo até hoje é frequentemente usado para designar mudanças na regra da quota-parte.

⁶ Ver, por exemplo, Riani (2000).

Seguindo o exemplo pioneiro do Paraná, em usar o rateio como mecanismos de incentivo, estão Pernambuco, Piauí e Ceará. Em Pernambuco, desde 2000, os municípios que implantam sistemas de tratamento de resíduos urbanos e mantêm unidades de conservação ambiental tendem a aumentar sua quota-parte. A Lei busca estimular os prefeitos a adotarem ações que visem à manutenção da diversidade biológica e a qualidade ambiental dos mananciais⁷.

No Piauí, até 2009, o rateio dos 25% se dava por pesos iguais e proporcionais a população e ao território. Mas recentemente a Lei foi modificada para desenhar as quotas-partes na seguinte forma: 10% proporcional ao território; 10% proporcional à população; e, 5% por critérios de meio-ambiente a semelhança da Lei pernambucana⁸.

Já o Ceará tem uma história peculiar no contexto do Nordeste⁹. Primeiro porque já havia feito uma tentativa de usar o suporte legal para melhorar a educação, mas que não se baseava em “indicadores de resultado”. E segundo porque uma revisitação na Lei das quotas-partes se tornou um importante componente na política de Gestão por Resultados, doravante GPR¹⁰, que o Estado vem desenhando desde meados de 2004.

A tentativa cearense de usar os 25% do ICMS para melhorar os indicadores de educação surge em 1996¹¹, sob os seguintes critérios: (i) 5% conforme relação existente entre a população do município e a população total do Estado; (ii) 12,5% mediante a relação entre o somatório das despesas realizadas pelo município na manutenção e desenvolvimento do ensino e a receita municipal proveniente de impostos e transferências constitucionais federais e estaduais; e, (iii) 7,5% correspondente à quota a ser distribuída igualmente entre todos os municípios.

Ou seja, ao invés de usar um “indicador de resultado” (como, por exemplo, evasão escolar, notas em exames padronizados, distorção idade-série etc.), que refletiria a qualidade do gasto, o critério envolvia simplesmente o “gasto”. Neste contexto, a evolução dos “indicadores de resultado” da educação cearense ficou aquém do esperado ao longo da década de 2000¹².

Em 2007, observando isto e guiado pela lógica da GPR, o Ceará modificou a Lei rateando os 25% do ICMS através de “indicadores de resultado” em saúde, educação e meio-ambiente¹³. O presente artigo se propõe avaliar o impacto da mudança da Lei, buscando responder a

⁷ Ver Silva Júnior et alii (2010). A Lei sofreu modificações em 2003 e 2007. Sua versão mais recente pode ser vista em: <http://www.sefaz.pe.gov.br/flexpub/versao1/filesdirectory/itemcateg2616.pdf>.

⁸ Ver: <http://www.sefaz.pi.gov.br/arquivos/legislacao/leis/Lei5886.pdf>.

⁹ Detalhes em Holanda et alii (2007).

¹⁰ Do termo em inglês *Result Based Management* (RBM).

¹¹ Lei Estadual Nº 12.612 de 07/08/1996.

¹² Ver Costa et alii (2009).

¹³ Ver: http://www.sefaz.ce.gov.br/content/aplicacao/internet/legislacao_download/ano_2007/leis/14023.pdf.

seguinte questão: há como incentivar os municípios a investirem melhor, de forma a melhorarem seus indicadores de resultado?

A resposta a essa pergunta é de suma importância em diversos contextos. Por exemplo, ela pode ser importante na discussão do ressurgimento da CPMF¹⁴, pois uma forma de se impedir a volta deste imposto e amenizar os problemas na área de saúde seria alinhar as Leis do ICMS para aumentar a eficiência dos gastos municipais. Ou ainda, na discussão da preservação e ampliação dos mananciais de água. Mas tudo isso estaria condicionado a evidências empíricas de que alinhamentos de incentivos como esse podem aumentar a eficiência do gasto público.

Para se conduzir a avaliação, se usará um modelo de diferenças em diferenças com pareamento do escore de propensão para um painel de variáveis relevantes nos anos 2007 (ano de discussão da proposta de Lei na Assembleia Legislativa) e 2009 (ano em que a Lei passou a vigorar).

O artigo está estruturado em mais quatro seções, além desta introdução. Na seção seguinte, é descrita a Lei do Ceará que altera a distribuição de recursos aos municípios da quota parte do ICMS. A terceira seção apresenta a técnica empregada para avaliar o impacto da referida Lei nos indicadores de resultado em questão. A base de dados é o tema da quarta seção. A análise e discussão dos resultados são reportadas a seguir. E, por fim, são tecidas as considerações finais.

2. A LEI DO CEARÁ

Na década de 1990, os governos do Canadá, Chile, Austrália, entre outros, passaram a desenvolver (ou adaptar da iniciativa privada) um modelo de gestão no qual o setor público adota uma postura arrojada, voltada para o cidadão como cliente e buscando padrões ótimos de eficiência e eficácia. Então nasce a lógica da GPR, que, em poucas palavras, é uma gestão que busca reduzir custos para a sociedade e compromete o Estado com a satisfação dos cidadãos, mostrando quantitativamente e periodicamente os avanços nos “indicadores de resultado” (Kusek e Rist, 2004).

Em 2004 surgiu um ambiente adequado para introdução da GPR no Ceará, por incentivo das circunstâncias e de uma parceria com o Banco Mundial. Naquele ano o Tesouro do Estado sofreu choque em suas receitas, difícil de equacionar, pois a conjuntura econômica não era

¹⁴ Sigla da extinta Contribuição Provisória sobre Movimentação ou Transmissão de Valores e de Créditos e Direitos de Natureza Financeira. Ver: <http://www.receita.fazenda.gov.br/legislacao/legisassunto/cpmf.htm>.

favorável e tampouco oferecia a flexibilidade de ajustes nas despesas. E não havia mais a antiga alternativa de financiamento via banco estadual ou privatização¹⁵.

O dilema que surgiu então no Ceará era: preservar os gastos sociais e atrasar o pagamento do serviço da dívida pública, ou preservar os gastos financeiros à custa dos primeiros. Para fugir dessa difícil escolha o Estado procurou o Banco Mundial. E assim se desenhou uma proposta que passou a ser denominada SWAP-Ceará¹⁶, cujo pano de fundo era a implantação de uma GPR.

O Banco Mundial emprestou recursos não em troca de obras físicas ou políticas de governo, e sim em troca de avanços em “indicadores de resultados” que impactassem diretamente a qualidade de vida da população. Os desembolsos ficaram vinculados ao alcance dos resultados das metas pré-estabelecidas e, caso a meta não fosse atingida, o Tesouro do Estado não receberia o desembolso do Banco Mundial.

Nesse contexto, logo se percebeu que o Art. 158 da Constituição Federal de 1988 poderia ajudar o Estado a alcançar mais facilmente essas metas. Bastava desenhar mecanismos de incentivo para que os municípios se tornassem parceiros, e isso se daria via aumento da quota-parte do ICMS para quem colaborasse.

Durante o ano de 2007 surgiu um ambiente político adequado para se lançar uma nova proposta de Lei. E depois de muita discussão na Assembleia Legislativa, em dezembro do mesmo ano, a Lei foi modificada, passando a vigorar a partir de 2009, usando o critério exposto na equação [1]:

$$[1] \quad Q_i = 0,75 \cdot V_i + \underbrace{0,18 \cdot E_i + 0,05 \cdot S_i + 0,02 \cdot A_i}_{\text{atuação da Lei Estadual}}$$

Onde: Q_i é a quota-parte do município i ; V_i é o valor adicionado ao ICMS nos termos Art. 158 da Constituição, onde a Lei Estadual não pode influenciar; e E_i , S_i e A_i são índices dos indicadores de resultado em educação, saúde e meio-ambiente, respectivamente, ponderados conforme exposto na equação [1] – que é onde a Lei Estadual pode influenciar.

O índice em educação é dado pela fórmula [2]:

$$[2] \quad E_i = 0,2 \cdot \frac{Aprov_i}{\sum_j Aprov_j} + 0,8 \cdot \left[0,4 \cdot \frac{Notas_i}{\sum_j Notas_j} + 0,6 \cdot \frac{\Delta Notas_i}{\sum_j \Delta Notas_j} \right]$$

¹⁵ Holanda, Petterini e Barbosa (2006) contextualizam os fatos em detalhes.

¹⁶ Ver <http://www2.ipece.ce.gov.br/SWAP>.

Onde: $Aprova_i$ é a média da taxa de aprovação¹⁷ de primeira a quinta série no município i ; $Notas_i$ é a média das notas dos estudantes da quinta série em exames padronizados de português e matemática¹⁸; e, $\Delta Notas_i$ é a variação destas notas entre anos subsequentes.

O índice em saúde é dado pela fórmula [3]:

$$[3] \quad S_i = 0,5 \cdot \frac{(1.000 - M_i)}{\sum_j (1.000 - M_j)} + 0,5 \cdot \frac{\Delta(1.000 - M_i)}{\sum_j \Delta(1.000 - M_j)}$$

Onde: M_i é a mortalidade infantil até o primeiro ano de vida por 1.000 nascidos no município i ; e, Δ indica a variação do número entre anos subsequentes.

Por fim, A_i atualmente se resume a existência, ou não, do chamado Sistema Municipal de Gestão Integrada de Resíduos Sólidos Urbanos, devidamente licenciado pela Secretaria Estadual do Meio Ambiente.

3. A AVALIAÇÃO DO IMPACTO

A análise de impacto deve resolver o problema da impossibilidade de se observar um contrafactual para responder a seguinte questão: *o que teria ocorrido aos municípios cearenses, em termos dos indicadores de resultado, caso a Lei não tivesse sido promulgada?*

Como é de praxe neste tipo de avaliação, definem-se: dois resultados potenciais (Y_0, Y_1) , onde o subscrito 1 indica resultado com tratamento; uma variável binária $D = 1$ se ocorre tratamento (tratado) e $D = 0$ caso contrário (controle); e também se define por X um conjunto de variáveis observadas que determinam a participação no tratamento e seu resultado¹⁹.

Os indicadores comumente estudados são o efeito-tratamento médio (ATE) e o efeito-tratamento sobre tratados (ATT)²⁰. O primeiro determina o efeito médio para toda a população, enquanto o segundo condiciona a média ao grupo de tratados. Neste estudo, a análise se restringirá ao ATT. O ATT pode ser escrito como: $E(Y_1 - Y_0 | D = 1, X)$. Como não se dispõe do contrafactual, não há como estimar $E(Y_0 | D = 1, X)$. Então, a estratégia passa por usar $E(Y_0 | D = 0, X)$ em seu lugar, gerando o conhecido “viés de seleção”²¹.

¹⁷ Número acompanhado e divulgado pela Secretaria Estadual de Educação.

¹⁸ Conhecido por SPAECE, ver: <http://www.space.caedufjf.net/space-inst/>.

¹⁹ Hipótese da seleção em observáveis.

²⁰ ATE: *average treatment effect*; ATT: *average treatment on the treated*.

²¹ Detalhes podem ser vistos em Angrist e Pischke (2008), Becker e Ichino (2002) ou Khandker, Koolwal e Samad (2010).

As hipóteses de identificação do ATT, isto é, aquelas que garantem que o viés é mitigado, são estudadas em Rosenbaum e Rubin (1983), e se resumem a: (i) *hipótese de ignorabilidade do tratamento*, $(Y_0, Y_1) \perp D|X$, isto é, os resultados (potenciais) são independentes do tratamento condicionado nas características observáveis; e, (ii) *hipótese de suporte comum*, $0 < \Pr(D = 1|X) = p(X) < 1$ para $\forall X \in \Gamma$, onde Γ é suporte da distribuição de X . Isto garante comparabilidade entre os grupos de tratamento e controle, ou seja, não há valor de X para o qual se possa dizer com certeza a que grupo ele pertence. Rosenbaum e Rubin (1983) mostram que se as hipóteses acima são válidas, também vale $(Y_0, Y_1) \perp D|p(X)$ o que reduz a dimensão necessária para resolver as chamadas questões de *pareamento* (ver Becker e Ichino, 2002).

Se, por um lado, as hipóteses de identificação podem ser fortes em casos em que nem todas as variáveis relevantes são observáveis, as técnicas de pareamento tem a vantagem de não exigir exogeneidade das variáveis explicativas²² e não exigir restrição de exclusão (ou seja, que entre as variáveis que explicam o tratamento haja variáveis que não são correlacionadas com a variável de resultado). As hipóteses de identificação dependem, portanto, de não haver variáveis não-observadas que afetem os resultados dos municípios de forma diferenciada nos grupos de tratamento e controle.

Na prática, segue-se um protocolo para parear os grupos de tratamento e controle (deixa-os suficientemente parecidos para mitigar o viés, retirando da amostra municípios que possam vir a causar um viés). Esse protocolo pode ser consultado em Becker e Ichino (2002) ou Khandker, Koolwal e Samad (2010). E então, quando escolhido o grupo de controle, e sendo bom o pareamento realizado, as médias dos indicadores de resultados podem ser comparadas entre municípios tratados e não tratados (ou seja, pode-se usar $E(Y_0|D = 0, X)$ no lugar de $E(Y_0|D = 1, X)$).

Escolhido o grupo de controle e tendo feito o pareamento, a avaliação de impacto será realizada pelo modelo de diferenças em diferenças, doravante denominado de DD. Desde o trabalho de Ashenfelter e Card (1985) o modelo DD tem sido amplamente utilizado em análises de impactos, e pode ser descrito como uma versão simples do modelo de efeitos fixos para dados em painel²³, cuja implementação começa por: definir Y_{1it} como um indicador relevante do município i no período t ($t = 0$ significa “antes”, e $t = 1$ significa “depois”); enquanto Y_{0it} é o mesmo indicador se não houvesse uma Lei de incentivo.

²² Caso o emparelhamento seja bom, as variáveis não observadas relevantes estão igualmente distribuídas nos grupos de tratados e de controle, e seu efeito, portanto, se cancela.

²³ Por considerar dois grupos, tratados e controles, em dois períodos de tempo – antes e depois da Lei.

O objetivo da avaliação de impacto é estimar $E(Y_{1it} - Y_{0it} | D, X)$. O problema, como já discutido, é que, depois da implantação da Lei, para cada município se observa apenas Y_{1it} ou Y_{0it} , e nunca ambos. Para contornar esse problema de “dados faltantes”, o modelo DD considera a hipótese de que, na ausência da Lei, $E(Y_{0it} | t)$ possuiria a mesma trajetória tanto no Ceará quanto no seu “controle”. Assim, o modelo DD aponta como uma medida do ATT o parâmetro δ da seguinte regressão (detalhes em Angrist e Pischke, 2008):

$$[4] \quad Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot T_t + \alpha_2 \cdot D_i + \delta \cdot T_t \cdot D_i + \beta \cdot X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Sendo Y_{it} o indicador de resultado do município i , no período t , na qual se deseja medir o impacto da Lei; T_t é uma variável binária que assume valor igual a 1 para indicar a partir de quando a Lei passou a ter efeito, mais especificamente, 2009, e valor 0 caso as informações sejam de antes da Lei, isto é, 2007; D_i também é uma variável binária e assume valor igual a 1 para indicar se o município pertence ao Ceará, e 0 caso contrário; X_{it} é uma covariada relevante (ou um vetor delas); ε_{it} é um termo de erro, enquanto $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \delta$ e β são parâmetros (ou vetores) a serem estimados.

Os parâmetros da equação [4] podem ser estimados a partir do método de mínimos quadrados, tendo como objetivo testar se $\delta \neq 0$. Em caso afirmativo, a estimativa de δ será uma medida de quanto a Lei pode mudar a trajetória da Y_{it} na média. Mas para fazer isso, primeiro é preciso responder a seguinte questão: qual será o grupo de controle?

O grupo de controle deve ser definido de forma a corroborar com a hipótese de que, na ausência da Lei, $E(Y_{0it} | t)$ possuiria a mesma trajetória em ambos os Estados. Assim, parece natural imaginar que o controle seja um Estado da região Nordeste. Nesse sentido, Pernambuco e Piauí devem ser descartados, pois adotaram Leis semelhantes ao Ceará. E assim os municípios de Alagoas, Bahia, Maranhão, Paraíba, Rio Grande do Norte e Sergipe são os candidatos a grupo de controle. Por possuir indicadores mais parecidos com os municípios do Ceará, que serão apresentados na seção seguinte, optou-se por trabalhar com os municípios da Bahia nesta avaliação.

4. BASE DE DADOS

Como apresentado na Seção 2, a Lei objetiva impactar os seguintes indicadores de resultado: (i) taxa de aprovação no ensino fundamental; (ii) proficiência dos alunos; (iii) mortalidade infantil; e, (iv) gestão de resíduos sólidos urbanos. Sendo que as três primeiras podem ser

medidas nos grupos de tratamento e controle, mas a última não. Então, naturalmente, estima-se Y_{it} pelas três primeiras.

Nesse sentido, a Tabela 1, apresenta a média, desvio-padrão e número de observações da taxa de aprovação da 5ª série, notas de português e matemática da Prova Brasil e taxa de mortalidade infantil, da Bahia e do Ceará, entre os anos de 2007 e 2009 (antes e depois da implementação da Lei).

Observe que a média da taxa de aprovação representativa²⁴ da 5ª série do ensino fundamental entre os municípios cearenses foi 76,49% em 2007, e 79,13% em 2009. Um aumento de 2,55 pontos percentuais (p.p.) na média entre os dois anos. Ao passo que nos municípios baianos esse aumento foi de 2,10 p.p.

Tabela 1: Média (\bar{x}), desvio padrão (σ) e número de observações (n) para a taxa de aprovação da 5ª série, notas de português e matemática e taxa de mortalidade infantil.

Referências	Taxa de Aprovação		Nota de Português		Nota de Matemática		Mortalidade Infantil		
	BA	CE	BA	CE	BA	CE	BA	CE	
2007	\bar{x}	62,65	76,82	213,53	211,71	224,63	222,91	19,52	17,21
	σ	11,97	8,99	12,02	11,37	12,08	10,65	9,47	7,33
	n	296	161	296	161	296	161	316	168
2009	\bar{x}	64,75	79,37	222,14	227,05	225,78	228,58	18,98	16,67
	σ	11,28	9,26	14,24	10,98	13,44	13,69	9,01	7,67
	n	303	165	297	165	297	165	316	168

Fonte dos dados: INEP e DATASUS. Elaboração Própria.

Para as notas médias da Prova Brasil²⁵ (português e matemática) para a 5ª série do ensino fundamental das escolas da rede municipal, também se observa avanços no Ceará e na Bahia entre os anos analisados. Para português, no Ceará o avanço foi de 15,34 pontos e na Bahia foi de 8,61 pontos. E para matemática, no Ceará o avanço foi de 5,67 pontos e na Bahia foi de 1,15 ponto.

Em relação ao indicador de resultado da saúde, na perspectiva da mortalidade infantil (por 1.000 nascidos vivos), a redução foi de 0,54 em ambos Estados, considerando o período em tela.

Admitindo que, antes de tudo, para se impactar os indicadores de educação e saúde é preciso dispor de recursos financeiros, a Tabela 2 se reserva a apresentar a média, desvio-padrão e número de observações das despesas municipais *per capita* como funções dos gastos com educação, saúde e meio-ambiente a preços constantes de 2009 (corrigidos pelo IPCA).

²⁴ Indicador calculado pelo INEP. Detalhes em: <http://portalideb.inep.gov.br/>.

²⁵ A escala da Prova Brasil é entre 0 e 500.

Observe na Tabela 2, que a média de gasto *per capita* com a função educação entre os municípios cearenses foi R\$ 254,40 em 2007, e R\$ 295,16 em 2009. Um aumento de R\$ 40,76 na média entre os dois anos. Ao passo que nos municípios baianos esse aumento foi de R\$ 53,79.

Tabela 2: Média (\bar{x}), desvio padrão (σ) e número de observações (n) para as despesas *per capita* com funções educação, saúde e meio-ambiente – valores em R\$ de 2009.

Referências	Educação		Saúde		Meio-ambiente		
	BA	CE	BA	CE	BA	CE	
2007	\bar{x}	261,02	254,40	165,21	162,74	1,34	3,49
	σ	87,17	54,92	91,09	55,91	6,31	8,92
	n	285	152	285	152	285	152
2009	\bar{x}	314,81	295,16	207,40	182,45	1,79	3,85
	σ	150,76	55,57	309,17	54,62	6,88	10,57
	n	316	168	316	168	316	168

Fonte dos dados: Tesouro Nacional. Elaboração Própria.

Já para o gasto *per capita* com a função saúde o aumento médio dos municípios cearenses foi de R\$ 19,71 e dos municípios baianos foi de R\$ 42,19. E para o gasto *per capita* com a função meio-ambiente o aumento médio dos municípios cearenses foi de R\$ 0,36, enquanto que nos municípios baianos foi de R\$ 0,40.

Em suma, algumas observações podem ser pontuadas até aqui:

1. Há indícios de avanços significativos das notas em português e matemática nas redes de ensino municipal cearenses em relação as baianas;
2. O mesmo avanço não parece ser significativo no que tange as reduções da mortalidade infantil;
3. Por outro lado os municípios baianos avançaram mais nos gastos *per capita* por função no período analisado, o que, aliado aos pontos anteriores, pode indicar que os municípios cearenses estão aplicando seus recursos com melhor eficiência.

Como discutido na seção anterior, é de praxe neste tipo de avaliação definir os indicadores de resultados, os grupos de tratamento e controle e também um conjunto de variáveis observadas que determinam a participação no tratamento e seus resultados (isto é um vetor de variáveis explicativas, denotado por X).

Levando em conta isso, a Tabela 3 apresenta média, desvio-padrão e número de observações da razão entre professores da rede municipal e número de escolas da rede municipal, e percentual da rede municipal com biblioteca, com acesso a internet e com laboratório de

ciências. É bom ressaltar que estas variáveis também podem impactar a aprovação e notas dos alunos, por isso, é importante utilizá-las como variáveis explicativas para que seja possível aferir o efeito líquido da Lei sobre os indicadores de resultado para a área de educação.

Observe que a média da razão entre professores da rede municipal e o número de escolas da rede municipal entre os municípios cearenses foi 10,85 em 2007, e 12,61 em 2009. Um aumento de 1,76 na média entre os dois anos. Ao passo que nos municípios baianos esse aumento foi de 3,36; ou seja, em nível as escolas da Bahia possuem mais professores na média e contrataram mais que as do Ceará no período – isso pode justificar o maior aumento de gasto *per capita* com a função educação observado anteriormente.

Por outro lado, ao se observar o percentual da rede municipal com biblioteca, com acesso a internet e com laboratório de ciências, nota-se que o Ceará possui indicadores melhores.

Tabela 3: Média (\bar{x}), desvio padrão (σ) e número de observações (n) para a razão professor-escola e percentual de escolas com biblioteca, acesso a internet e laboratório de ciências – redes municipais.

Referências		Professor/Escola		% Biblioteca		% Internet		% Lab. de ciências	
		BA	CE	BA	CE	BA	CE	BA	CE
2007	\bar{x}	12,71	10,85	7,10	22,39	3,35	9,68	0,31	2,78
	σ	9,42	4,54	8,59	14,72	8,27	9,16	1,27	2,57
	n	316	168	316	168	316	168	316	168
2009	\bar{x}	16,07	12,61	8,51	20,97	8,87	16,09	0,32	3,42
	σ	11,55	5,73	9,19	13,24	13,82	12,59	1,30	2,65
	n	316	168	316	168	316	168	316	168

Fonte dos dados: INEP. Elaboração Própria.

Quanto ao conjunto de variáveis observadas que podem determinar os resultados em saúde, a Tabela 4 reporta média, desvio-padrão e número de observações da taxa de cobertura com coleta de lixo (em percentual de domicílios atendidos), o número de visitas domiciliares de médicos da rede municipal por 1.000 habitantes, o número de visitas domiciliares de outros profissionais de saúde da rede municipal por 1.000 habitantes e o consumo *per capita* de energia elétrica em GW (um indicador de desenvolvimento econômico do município).

Note que a média da taxa de cobertura com coleta de lixo é semelhante entre os municípios de ambos os Estados. E observe também que no Ceará houve um aumento de 4,47 p.p. na média entre os dois anos. Ao passo que nos municípios baianos esse aumento foi de 6,56 p.p.

Tabela 4: Média (\bar{x}), desvio padrão (σ) e número de observações (n) para o percentual de domicílios atendidos com coleta de lixo, o número de visitas domiciliares de médicos por 1.000 habitantes, o número de visitas domiciliares de outros profissionais de saúde por 1.000 habitantes e o consumo *per capita* de energia elétrica em GW.

Referências		Cobertura de lixo		Médicos		Outros prof. de saúde		Energia elétrica	
		BA	CE	BA	CE	BA	CE	BA	CE
2007	\bar{x}	48,89	51,06	24,12	40,62	46,75	74,84	458,88	366,75
	σ	23,09	18,57	25,10	29,34	45,02	46,46	371,54	83,35
	n	316	167	314	168	314	168	300	121
2009	\bar{x}	55,45	55,53	19,60	34,04	47,91	72,06	502,10	318,11
	σ	23,28	19,35	17,86	23,38	38,24	45,45	373,56	34,86
	n	316	168	316	168	316	168	289	168

Fonte dos dados: DATASUS, IPECE e SEI-BA. Elaboração Própria.

Quanto aos indicadores de visitas de médicos e outros profissionais de saúde, note que os indicadores do Ceará são melhores em nível. Todavia, no que tange aos médicos, o número de vistas no Ceará se reduziu em 6,58 entre os anos, enquanto que na Bahia essa redução foi de 4,52. No que tange aos outros profissionais de saúde, o número de vistas no Ceará se reduziu em 1,98 entre os anos, por outro lado, a Bahia houve um aumento de 1,16.

Em relação ao consumo *per capita* de energia elétrica em GW os números relacionados à Bahia são maiores tanto em nível quanto em variação. Enquanto no Ceará houve uma retração de 48,64 GW de consumo *per capita*, na Bahia houve uma expansão de 43,22 GW. Todavia é importante notar o elevado desvio-padrão na Bahia.

5. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS ESTIMADOS

Essa seção apresentará os resultados estimados para a técnica discutida na seção 3 usando os dados apresentados na seção 4. Para tanto, começa-se apresentando os resultados do método de *propensity score*.

A motivação de se usar o método surge da necessidade de se mitigar algum viés que possa ocorrer se o grupo de controle é inadequado, em todo ou em parte, como, por exemplo, se municípios baianos forem muito diferentes dos cearenses em suas covariadas.

Seguindo o protocolo discutido em Becker e Ichino (2002)²⁶, primeiro se estima a probabilidade do município pertencer ao Ceará (a partir de um modelo *Probit* para o ano inicial, 2007), utilizando as características observadas do município como variáveis explicativas, de forma a se obter um suporte comum de probabilidade (entre os municípios cearenses e baianos), e depois descartar da amostra os municípios que não tiverem seu escore de propensão neste suporte.

²⁶ Detalhes também em Angrist e Pischke (2008) e Ravallion (2008).

O modelo *Probit* deve ser especificado de forma a: (1) ser aceito no teste da *balancing property*, ou seja, existir um número suficiente de municípios na Bahia sob o mesmo intervalo de probabilidade de pertencer ao Ceará, de forma a se promover um pareamento (terem, em média, mesmas covariadas); e, (2) ser aceito nos testes de robustez do Pseudo-R² e da análise gráfica da densidade.

A Tabela 5 reporta a especificação do modelo *Probit* aceita no teste da *balancing property* com maior Pseudo-R². A região de suporte comum observada foi [0,1939; 0,4086]. Das 377 observações para o ano de 2007, 311 (104 do Ceará) ficaram dentro do suporte comum.

Tendo o modelo *Probit* em mãos, os dois testes a respeito da qualidade do pareamento que mostram que o “casamento” de municípios tratados e de controle foi bem realizado. O primeiro foi observar que o Pseudo-R² relativo ao *Probit* para a amostra cai de 0,0403 para muito próximo de zero, quando se considera apenas municípios tratados e emparelhados, demonstrando que as variáveis explicativas não são mais capazes de explicar as diferenças entre os municípios.

Tabela 5: Resultados estimados para o escore de propensão – modelo *Probit* tendo como variável dependente uma *dummy* para o Ceará – ano de 2007

Constante	Despesa <i>per capita</i> com educação	Despesa <i>per capita</i> com saúde	Razão entre professores e escolas	Cobertura de coleta de lixo	Consumo de energia elétrica <i>per capita</i>
-0,0064 (0,4081)	0,0008 (0,0012)	-0,0009 (0,0012)	-0,0237 (0,0128)	0,0024 (0,0039)	-0,0012 (0,0005)
Log likelihood = -215,8232 Pseudo R ² = 0,0403 Observações = 377 Desvio-padrão em parênteses					

O segundo teste se dá pela comparação das densidades de probabilidade estimadas de pertencer ao Ceará entre os municípios que estão no suporte comum. As distribuições se mostraram muito similares, indicando que o pareamento foi bem feito, como pode ser observado no Gráfico 1.

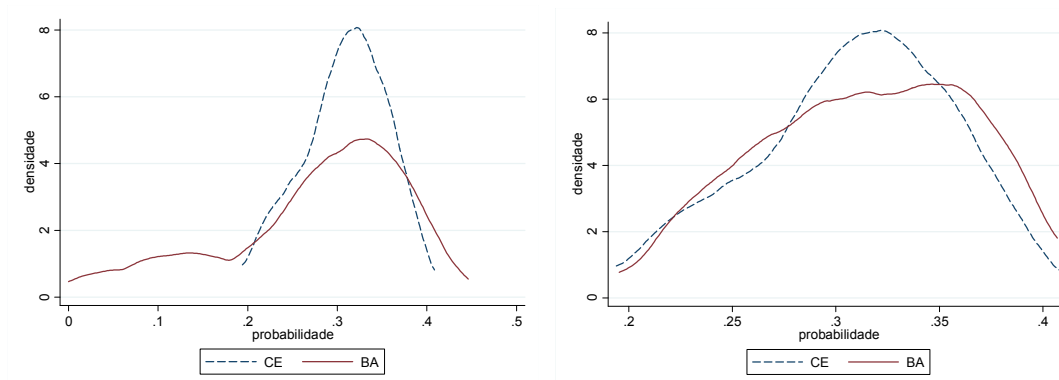


Gráfico 1: Densidades de $\Pr(D=1|X)=P(X)$, antes e depois do pareamento.

A partir dos resultados desses dois testes, pode-se inferir que a preocupação em obter um bom grupo de controle foi solucionada. Sendo assim, poder-se-á computar o efeito líquido da Lei

de distribuição da cota parte de ICMS para os municípios cearenses através da equação [4] exposta anteriormente.

A Tabela 6 reporta os resultados estimados para a equação [4], com e sem pareamento na amostra, por mínimos quadrados (modelo *pooled*) e efeito fixo, para as variáveis de impacto na educação (taxa de aprovação e notas de português e matemática). O destaque em negrito é dado para as estimativas significantes com mais de 90% de confiança.

Quanto ao impacto da mudança da Lei do ICMS sob a taxa de aprovação da 5ª série das escolas municipais não se observou nenhum impacto significativo, sob nenhuma das especificações estudadas.

Nesse sentido, o único resultado que pode ser lido na Tabela 5 é o aumento médio de 2 a 3 p.p. entre 2007 e 2009 no indicador, tanto para os municípios baianos quanto cearenses, e o diferencial de cerca de 13 p.p. que os municípios cearenses apresentam em relação aos baianos. Estes resultados corroboram com o observado anteriormente na Tabela 1.

Quanto aos impactos nas notas de português e matemática a situação é diferente: há indícios de melhoras relacionados com a Lei, o que talvez esteja conectado ao fato de que 18 dos 25% do ICMS repartido sejam dados em função dos indicadores de educação. Em suma, 80% desta parte está condicionada pelas notas (rever equações [1] e [2]).

Tabela 6: Resultados estimados para o modelo DD, equação [4]. Variáveis dependentes: taxa de aprovação e notas de português e matemática

Covariadas	Taxa de Aprovação				Nota de Português				Nota de Matemática			
	Com Pareamento		Sem Pareamento		Com Pareamento		Sem Pareamento		Com Pareamento		Sem Pareamento	
	<i>Pooled</i>	EF	<i>Pooled</i>	EF	<i>Pooled</i>	EF	<i>Pooled</i>	EF	<i>Pooled</i>	EF	<i>Pooled</i>	EF
<i>Dummy</i> tratamento	13,134	-	13,643	-	0,464	-	-4,132	-	1,107	-	-3,659	-
	<i>2,463</i>	-	<i>1,289</i>	-	<i>6,747</i>	-	<i>1,462</i>	-	<i>7,003</i>	-	<i>1,488</i>	-
<i>Dummy</i> tempo	2,553	3,137	2,222	2,343	4,947	9,880	7,700	9,075	-1,930	3,000	0,527	1,750
	<i>1,634</i>	<i>1,206</i>	<i>0,907</i>	<i>0,694</i>	<i>4,477</i>	<i>3,303</i>	<i>1,034</i>	<i>0,807</i>	<i>4,647</i>	<i>3,333</i>	<i>1,052</i>	<i>0,843</i>
Produto das <i>dummies</i>	2,157	1,630	0,655	0,086	16,522	13,404	6,492	6,109	14,280	11,380	4,024	4,318
	<i>2,851</i>	<i>1,743</i>	<i>1,502</i>	<i>0,985</i>	<i>7,810</i>	<i>4,773</i>	<i>1,706</i>	<i>1,138</i>	<i>8,106</i>	<i>4,817</i>	<i>1,736</i>	<i>1,189</i>
Professor/Escola	0,146	-0,181	-0,108	-0,172	1,370	-0,373	0,111	-0,160	1,413	-0,250	0,058	-0,108
	<i>0,113</i>	<i>0,211</i>	<i>0,050</i>	<i>0,105</i>	<i>0,308</i>	<i>0,579</i>	<i>0,057</i>	<i>0,121</i>	<i>0,320</i>	<i>0,584</i>	<i>0,058</i>	<i>0,126</i>
% Biblioteca	0,081	0,047	0,063	-0,045	-0,096	0,058	0,018	0,015	-0,119	-0,047	-0,022	-0,028
	<i>0,084</i>	<i>0,153</i>	<i>0,045</i>	<i>0,082</i>	<i>0,231</i>	<i>0,419</i>	<i>0,051</i>	<i>0,095</i>	<i>0,240</i>	<i>0,423</i>	<i>0,052</i>	<i>0,099</i>
% Internet	-0,052	0,035	0,025	0,070	-0,173	-0,156	0,086	0,022	-0,184	-0,195	0,078	-0,020
	<i>0,088</i>	<i>0,093</i>	<i>0,039</i>	<i>0,048</i>	<i>0,240</i>	<i>0,254</i>	<i>0,044</i>	<i>0,056</i>	<i>0,249</i>	<i>0,257</i>	<i>0,045</i>	<i>0,058</i>
% Lab. De ciências	0,518	0,175	-0,336	-0,413	1,470	2,196	0,707	0,518	1,476	1,602	0,785	0,152
	<i>0,533</i>	<i>0,663</i>	<i>0,218</i>	<i>0,347</i>	<i>1,461</i>	<i>1,814</i>	<i>0,248</i>	<i>0,400</i>	<i>1,516</i>	<i>1,831</i>	<i>0,252</i>	<i>0,418</i>
Constante	56,741	64,688	63,628	70,456	185,572	202,651	211,437	213,899	196,144	213,990	223,525	225,570
	<i>1,586</i>	<i>2,823</i>	<i>0,829</i>	<i>1,686</i>	<i>4,345</i>	<i>7,729</i>	<i>0,940</i>	<i>1,951</i>	<i>4,510</i>	<i>7,800</i>	<i>0,957</i>	<i>2,039</i>
Número de observações	698	698	925	925	698	698	919	919	698	698	919	919
R ² <i>within</i>		0,062		0,064		0,125		0,536		0,041		0,097
R ² <i>between</i>		0,079		0,003		0,000		0,005		0,001		0,005
R ² <i>overall</i>	0,168	0,057	0,300	0,001	0,060	0,013	0,215	0,154	0,042	0,001	0,046	0,040

Observação: Desvio-padrão (robusto) estimado em itálico abaixo da estimativa do parâmetro.

Para as notas de português, com o pareamento o impacto da Lei é de 13 a 16 pontos na escala da Prova Brasil (que vai de 0 a 500). E sem o pareamento o impacto é de cerca de 6 pontos. Em relação às notas de matemática, com o pareamento o impacto da Lei é de 11 a 14 pontos. Sem efetuar pareamento entre os municípios, o impacto é de cerca de 4 pontos. Em consonância com estes resultados percebe-se que o efeito da estimativa com pareamento é quase três vezes superior ao sem.

Esses impactos são de uma magnitude considerável se for considerado, por exemplo, que Vasconcellos, Biondi e Menezes-Filho (2009) avaliando o impacto do programa Escrevendo o Futuro no desempenho das escolas públicas na Prova Brasil, projeto ligado as Olimpíadas Brasileiras de Português¹, encontram impactos de 1 a 2 pontos na média das escolas submetidas ao projeto. Outro exemplo é exposto em Engel (2009), na avaliação do Projeto Jovem de Futuro, onde o impacto estimado é de 5 a 6 pontos na nota de português e nenhum impacto na nota de matemática.

Já Biondi, Vasconcellos e Menezes-Filho (2009) encontraram impacto positivo nas notas das escolas inscritas na Olimpíada Brasileira de Matemática das Escolas Públicas (OBMEP²) de 7,44 pontos ao estimar o modelo sem qualquer controle das características das escolas e, a partir das estimativas de MQO ponderadas pelo *propensity score* o ATT estimado é de 2,14 pontos e pelo modelo de diferenças em diferenças o ATT é de 1,99, sendo os dois resultados estatisticamente significativos ao nível 1%.

É importante observar que os três programas comentados acima foram desenhados especificamente para incentivar as escolas públicas a melhorar a educação dos seus alunos, ao passo que o impacto aqui estimado está relacionado ao incentivo dos prefeitos cearenses em cobrar a melhora das suas escolas. O que tende a garantir mais recursos para o seu município em virtude da Lei de distribuição da quota parte do ICMS.

O impacto da Lei sobre a taxa de mortalidade infantil (TMI) estimados a partir da equação [4], com e sem pareamento, por mínimos quadrados (modelo *pooled*) e efeito fixo, são apresentados na Tabela 7. O destaque em negrito é dado para as estimativas significantes com mais de 90% de confiança. Não se observou nenhum impacto significativo na TMI, sob

¹A **Olimpíada de Língua Portuguesa Escrevendo o Futuro** é realizada pelo Ministério da Educação e pela Fundação Itaú Social. Tendo como ação a formação de professores, com o objetivo de contribuir para ampliação do conhecimento e aprimoramento do ensino da escrita.

² A OBMEP é promovida desde 2005 pelo Governo Federal em parceria com o IMPA (Instituto de Matemática Pura e Aplicada) e tem como um de seus objetivos, incentivar o estudo de matemática e contribuir para a melhoria da qualidade da educação básica.

nenhuma das especificações estudadas. Sendo assim, pode-se dizer que, em média, a Lei ainda não teve impacto sobre indicador de saúde.

Tabela 7: Resultados estimados para a equação [4]. Variável dependente: TMI

Covariadas	Com Pareamento		Sem Pareamento	
	<i>Pooled</i>	EF	<i>Pooled</i>	EF
<i>Dummy</i> tratamento	-2,275 <i>1,060</i>	- -	-2,719 <i>0,977</i>	- -
<i>Dummy</i> tempo	-0,410 <i>0,824</i>	0,375 <i>1,055</i>	-0,757 <i>0,733</i>	-0,482 <i>0,874</i>
Produto das <i>dummies</i>	-0,538 <i>1,468</i>	-1,853 <i>1,840</i>	-0,100 <i>1,275</i>	0,256 <i>1,448</i>
Cobertura de lixo	0,037 <i>0,018</i>	0,018 <i>0,062</i>	0,021 <i>0,014</i>	0,003 <i>0,058</i>
Médicos	-0,045 <i>0,019</i>	-0,043 <i>0,035</i>	-0,043 <i>0,017</i>	-0,046 <i>0,032</i>
Outros Profissionais	0,036 <i>0,011</i>	0,025 <i>0,020</i>	0,031 <i>0,009</i>	0,021 <i>0,019</i>
Energia Elétrica	-0,002 <i>0,003</i>	-0,016 <i>0,012</i>	-0,002 <i>0,001</i>	-0,005 <i>0,006</i>
Constante	17,945 <i>1,273</i>	23,616 <i>5,006</i>	18,959 <i>0,928</i>	20,930 <i>3,808</i>
Número de observações	690	690	875	875
R ² <i>within</i>		0,010		0,009
R ² <i>between</i>		0,001		0,002
R ² <i>overall</i>	0,036	0,003	0,034	0,005

OBS.: Desvio-padrão (robusto) estimado em itálico abaixo da estimativa do parâmetro.

Este resultado pode ser devido a uma parcela menor percentual da quota parte do ICMS ser destinada aos municípios em detrimento da redução da TMI, ao comparar, por exemplo, com o percentual destinado aos indicadores de educação.

Além das especificações até aqui estudadas, admitindo que, antes de tudo, para haver impacto sobre os indicadores de educação e saúde é preciso que o município disponha de recursos financeiros. Em função disto, optou-se por realizar uma nova estimação da estrutura apresentada na Tabela 6 – equação [4] – tendo agora como variável dependente o gasto *per capita* com função educação (a preços constantes de 2009). Os resultados estão dispostos na Tabela 8.

Estes não dão suporte para afirmar que a mudança na Lei do ICMS fez com que os prefeitos cearenses aumentassem suas despesas *per capita* com educação. Além da constante, apenas a *Dummy* de tempo se mostrou significativa em todas as especificações, indicando que em ambos os Estados houve um aumento médio de R\$ 42 a R\$ 50 no indicador, ao comparar 2009 *vis-à-vis* 2007.

O exposto acima é intrigante, pois nos resultados expostos na Tabela 6 observou-se um aumento nas notas que pode ser atribuído ao impacto da Lei do ICMS. Então, teriam os

prefeitos a capacidade de induzir melhoras na sua rede de educação sem aumentar as despesas?

Tabela 8: Resultados estimados para a equação [4]. Variável dependente: gasto *per capita* com função educação

Covariadas	Com Pareamento		Sem Pareamento	
	<i>Pooled</i>	EF	<i>Pooled</i>	EF
<i>Dummy</i> tratamento	12,777 <i>8,981</i>	- -	8,910 <i>12,387</i>	- -
<i>Dummy</i> tempo	50,244 7,842	49,591 5,655	49,198 8,699	42,743 8,347
Produto das <i>dummies</i>	-4,040 <i>10,554</i>	-6,885 <i>7,180</i>	-12,845 <i>12,259</i>	-9,407 <i>6,816</i>
Professor/Escola	0,806 <i>0,444</i>	-0,788 <i>0,910</i>	2,354 <i>0,679</i>	-0,124 <i>0,953</i>
% Biblioteca	-0,185 <i>0,267</i>	0,383 <i>0,649</i>	-0,861 <i>0,375</i>	0,987 <i>1,013</i>
% Internet	-1,062 <i>0,406</i>	-0,127 <i>0,447</i>	-0,330 <i>0,846</i>	1,578 <i>1,775</i>
% Lab. de ciências	-0,686 <i>2,900</i>	2,094 <i>2,525</i>	1,787 <i>2,828</i>	-0,597 <i>2,668</i>
Constante	258,936 <i>6,526</i>	268,479 <i>10,673</i>	237,470 <i>9,043</i>	240,044 <i>28,926</i>
Número de observações	698	698	921	921
R ² <i>within</i>	-	0,340	-	0,177
R ² <i>between</i>	-	0,003	-	0,001
R ² <i>overall</i>	0,102	0,075	0,084	0,024

OBS.: Desvio-padrão (robusto) estimado em itálico abaixo da estimativa do parâmetro.

Seguindo a ideia anterior, a Tabela 9 apresenta uma nova estimação da estrutura da Tabela 7 – equação [4] – tendo agora como variável dependente o gasto *per capita* com função saúde (a preços constantes de 2009).

Os resultados mais uma vez não dão suporte a afirmar que a mudança na Lei do ICMS fez com que os prefeitos cearenses aumentassem suas despesas *per capita* com saúde. Além da constante, apenas a *dummy* para o tempo se mostrou significativa em todas as especificações, indicando que em ambos os Estados houve um aumento médio de R\$ 18 a R\$ 41 no indicador, dependendo da especificação utilizada.

De uma maneira geral, pode-se dizer a partir dos resultados estimados, que a Lei cearense que modificou a distribuição de recursos oriundos da quota parte do ICMS apresenta impacto positivo e estatisticamente significativo sobre as notas de proficiência de português e matemática. Não obstante, a Lei não exerce impacto sobre a taxa de aprovação nem sobre a taxa de mortalidade infantil.

Tabela 9: Resultados estimados para a equação [4]. Variável dependente: gasto *per capita* com função saúde

Covariadas	Com Pareamento		Sem Pareamento	
	<i>Pooled</i>	EF	<i>Pooled</i>	EF
<i>Dummy</i> tratamento	-19,565 <i>9,814</i>	- -	-37,371 <i>21,428</i>	- -
<i>Dummy</i> tempo	22,556 <i>5,392</i>	18,157 <i>5,162</i>	41,006 <i>18,842</i>	22,420 <i>4,696</i>
Produto das <i>dummies</i>	7,415 <i>8,981</i>	9,106 <i>8,238</i>	-3,732 <i>16,079</i>	3,812 <i>6,587</i>
Cobertura de lixo	0,098 <i>0,154</i>	0,309 <i>0,494</i>	0,277 <i>0,252</i>	0,271 <i>0,487</i>
Médicos	0,578 <i>0,329</i>	0,140 <i>0,273</i>	0,809 <i>0,354</i>	0,141 <i>0,272</i>
Outros Profissionais	0,152 <i>0,078</i>	0,231 <i>0,108</i>	0,535 <i>0,480</i>	0,220 <i>0,105</i>
Energia Elétrica	0,022 <i>0,022</i>	0,056 <i>0,054</i>	0,042 <i>0,022</i>	0,027 <i>0,025</i>
Constante	125,010 <i>9,877</i>	104,786 <i>29,904</i>	87,633 <i>22,767</i>	126,519 <i>27,040</i>
Número de observações	690	690	832	832
R ² <i>within</i>	-	0,155	-	0,170
R ² <i>between</i>	-	0,062	-	0,044
R ² <i>overall</i>	0,122	0,086	0,054	0,040

OBS.: Desvio-padrão (robusto) estimado em itálico abaixo da estimativa do parâmetro.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A Constituição Federal de 1988 permitiu aos Estados definir critérios de repasse aos seus municípios de parte dos recursos do ICMS. O texto determina que 75% das receitas do ICMS seriam apropriadas pelos governos estaduais, enquanto o restante seria distribuído entre os governos municipais.

Em 2007, observando isto e guiado pela lógica da gestão por resultados, o Ceará modificou sua Lei rateando do ICMS através de indicadores de resultado em saúde, educação e meio-ambiente. Ou seja, o Estado tentou induzir os municípios a melhorarem seus indicadores sociais por meio da redistribuição da quota parte.

O Ceará optou por considerar que 18% dos recursos sejam distribuído com base nos indicadores de educação (taxa de aprovação de primeira a quinta série e a média das notas dos estudantes da quinta série em exames padronizados de português e matemática), 5% em relação à redução da taxa de mortalidade infantil de crianças menores de 1 ano, e 2% em função da existência do Sistema Municipal de Gestão Integrada de Resíduos Sólidos Urbanos.

Considerando como o grupo de tratamento os municípios cearenses e como grupo de controle os municípios da Bahia, utilizaram-se dois períodos para realizar a avaliação de impacto da

Lei (2007 e 2009, antes e depois da Lei). A avaliação foi aferida a partir do modelo de diferenças em diferenças com e sem pareamento com o grupo de controle.

As estimativas apontam impactos positivos na proficiência dos alunos das redes municipais em exames padronizados de português e matemática. O impacto sobre as notas de português é de 13 a 16 pontos na escala da Prova Brasil, com pareamento, e de 6 pontos na média, sem efetuar pareamento. Em relação a proficiência de matemática, o impacto estimado da Lei é de 11 a 14 pontos pelo método diferenças em diferenças com pareamento. Sem efetuar o pareamento entre os municípios, o impacto é de cerca de 4 pontos na média.

Não se observou impacto significativo na taxa de mortalidade infantil, nem nos gastos municipais per capita com as funções saúde e educação. Este último ponto gera um indício de que os municípios, através de um incentivo adequado, podem então melhorar seus indicadores sociais sem aumentarem seus gastos. Ou seja, podem se tornar mais eficientes na gestão pública.

Todavia, percebe-se que será necessário um futuro estudo de campo para identificar se isso realmente está acontecendo. Ou se os impactos estimados derivam de manipulações como, por exemplo, a de selecionar as melhores turmas da rede municipal para fazer as provas de proficiência. Ou se realmente alguns prefeitos encontraram formas criativas de melhorar suas redes municipais de ensino para obterem maiores quotas partes.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Angrist, Joshua D.; Pischke, Jörn-Steffen. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, 2008.

Ashenfelter, Orley; Card, David. Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs. *The Review of Economics and Statistics*, v. 67, n. 4, p. 648-660, 1985.

Brunozi Júnior, Antônio C.; Abrantes, Luiz A.; Ferreira, Marco A. M.; Gomes, Adriano P. Efeitos da Lei sobre os critérios de transferência do ICMS e avaliação de seu impacto nos Municípios Mineiros. *Revista de Informação Contábil*, v. 2, n. 4, p. 82-101, 2008.

Becker, Sascha; Ichino, Andrea. Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores. *Stata Journal*, v. 2, n. 4, p. 358-77, 2002.

Biondi, Roberta L.; Vasconcellos, Lígia; Menezes-Filho, Naércio A. Avaliando o Impacto da Olimpíada Brasileira de Matemática das Escolas Públicas no desempenho de matemática nas avaliações educacionais. In: 31º Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria, 2009, Foz do Iguaçu. Encontro Brasileiro de Econometria - SBE, 2009.

Costa, Leandro O.; Loureiro, André F.; Sales, Raquel S. Uma análise do analfabetismo, fluxo e desempenho dos estudantes do ensino fundamental no estado do Ceará. Texto para Discussão Nº 67 do IPECE, agosto, 2009.

Engel, Wanda. Avaliação de Impacto do Projeto Jovem de Futuro. Instituto Unibanco, disponível em <http://www.jovemdefuturo.caedufjf.net>, 2009. Acesso em 5 de abr. de 2011.

Holanda, Marcos C.; Petterini, Francis C.; Barbosa, Marcelo P. O ajuste fiscal como pré-condição para implantação do modelo. In: Holanda, Marcos C. (Org.) Ceará a prática de uma Gestão Pública por Resultados. Fortaleza, IPECE, Cap. 2, 2006.

Holanda, Marcos C.; Barbosa, Marcelo P.; Costa, Leandro O.; Nogueira, Cláudio A. G. Proposta de mudança no rateio da cota parte do ICMS entre os Municípios cearenses. Texto para Discussão, n. 51, IPECE, 2007.

Holanda, Marcos C.; Barbosa, Marcelo P.; Costa, Leandro O.; Memória de Cálculo dos Coeficientes de Distribuição do ICMS Municipal 2009. Nota Técnica, n. 32, 2008.

Khandker, Shahidur R.; Koolwal, Gayatri B.; Samad, Hussain A. Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices. World Bank, 2009.

Kusek, Jody Z.; Rist, Ray C. Ten steps to a results-based monitoring and evaluation system: a handbook for development practitioners. The International Bank for Reconstruction and Development, ISBN 0821358235, 2004.

Ravallion, Martin. Evaluating Anti-poverty Programs. Handbook of Development Economics, vol. 4, ed. T. Paul Schultz e John Strauss, 3787–846, 2008.

Riani, Flávio. A nova experiência de distribuição da cota-parte do ICMS aos municípios mineiros. Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 31, n. 1, p. 96-107, 2000.

Rosenbaum, Paul R.; Rubin, Donald B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. Biometrika, v. 70, n. 1, p. 41-55. 1983.

Silva Júnior, Luiz Honorato; Rocha, Roberta de Moraes; Pedrosa, Beatriz Mesquita Pedrosa; Siqueira, Liedje Bettizaide Oliveira de; Sampaio, Yony. ICMS Socioambiental: uma avaliação da política no estado de Pernambuco. Revista Desenharia, v. 13, 2010.

Vasconcellos, Lígia; Biondi, Roberta L.; Menezes-Filho, Naércio A. Avaliando o impacto do programa Escrevendo o Futuro no desempenho das escolas públicas na Prova Brasil e na renda futura dos estudantes. Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Foz do Iguaçu, Paraná, 2009.

PRODUÇÃO E REPRODUÇÃO DE DESIGUALDADES NO MERCADO DE TRABALHO CEARENSE: UMA ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO PARA O PERÍODO 2001-2008

Valdemar Rodrigues de Pinho Neto¹

Vitor Hugo Miro²

RESUMO:

Este estudo avalia a evolução da desigualdade de rendimentos do trabalho no Ceará baseado nos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD entre os anos de 2001 e 2008. Aplicando uma metodologia de decomposição proposto por Fields (2003) foi possível identificar os fatores que causaram a redução na desigualdade de salários no Ceará baseando-se nas suas principais fontes de produção e reprodução apontadas na literatura: heterogeneidade entre os trabalhadores e imperfeições do mercado de trabalho (discriminação e segmentação). Identificou-se que o mercado de trabalho cearense tanto produz quanto reproduz desigualdades. Os resultados apontam que uma considerável parte dos diferenciais de rendimentos no Ceará pode ser atribuída ao fato dos trabalhadores cearenses possuírem níveis distintos de capital humano, o que caracteriza uma reprodução de desigualdades. Por outro lado, a segmentação do mercado de trabalho agrícola também foi responsável por gerar significativa parte das disparidades salariais. Destaca-se que a queda na participação desses dois componentes entre 2001 e 2008 fez com que estes fossem os principais responsáveis pela redução das desigualdades de rendimento no período analisado.

Palavras Chave: Desigualdade, Mercado de trabalho, Decomposição, Ceará.

Classificação Jel: J31, D31

ABSTRACT:

This study evaluates the evolution of earnings inequality in Ceará based on Household Sample Survey – PNAD microdata between the years 2001 and 2008. Applying a

¹ Graduado em Economia (UFC-FEAAC). Técnico em Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE).

Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N • Cambéba • Cep 60.839-900 • Fortaleza / Ceará
Fone: (85) 3101-3506. E-mail: valdemar.neto@ipece.ce.gov.br

² Doutorando em Economia (CAEN/UFC). Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE).

Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N • Cambéba • Cep 60.839-900 • Fortaleza / Ceará
Fone: (85) 3101-3503. E-mail: vitor.miro@ipece.ce.gov.br

methodology of decomposition proposed by Fields (2003), were able to identify the factors that caused the reduction in wage inequality based on their main sources of production and reproduction mentioned in the literature: the heterogeneity across workers and labor market imperfections (discrimination and segmentation). It was found that the labor market produces and reproduces inequalities in Ceará. The results show that a considerable portion of the income differentials can be attributed to the different levels of human capital across the workers in Ceará, which characterizes a reproduction of inequalities. On the other hand, the segmentation in the agricultural labor market was also responsible for generating significant parcel of the earnings gap. It is noteworthy that the fall in the participation of these two components between 2001 and 2008 meant that they were primarily responsible for reducing income inequality in this period.

Keywords: Inequality, Labor Market, Decomposition, Ceará.

Jel Classification: J31, D31

1. INTRODUÇÃO

Os problemas associados à elevada desigualdade socioeconômica têm sido objeto de estudo de diversas áreas de pesquisa no Brasil. A principal justificativa para os estudos sobre o tema é que a compreensão da dinâmica da desigualdade provê informações relevantes para tomada de decisão e formulação de estratégias de políticas públicas mais efetivas. Estudos sobre esse tema também revelam sua importância no fato de que a desigualdade tem um impacto direto sobre o bem-estar social de uma população, uma vez que, em geral, as sociedades têm preferência por equidade.

Do ponto de vista econômico, um nível de desigualdade muito elevado pode prejudicar o próprio crescimento ao impor uma série de custos sociais e econômicos à atividade produtiva e à sociedade (BARRO, 2000). Nesse aspecto, a elevada concentração da renda reduz o efeito potencial que o crescimento econômico tem sobre a redução da pobreza, dificultando a apropriação, por parte das pessoas mais pobres, dos benefícios proporcionados por um aumento da renda agregada. Assim, verifica-se certa limitação quando se deseja avaliar o bem-estar da população olhando apenas para a elevação da renda média, principalmente ao se fazer comparações entre lugares com diferentes características socioeconômicas e níveis distintos de desigualdade.

O Brasil é um país caracterizado por possuir uma alta desigualdade de renda, estando entre aqueles com pior índice de Gini do mundo³. Apesar dos níveis elevados de concentração, verifica-se que a distribuição de renda em todos os estados brasileiros melhorou recentemente. Essa tendência foi observada desde a adoção do Plano Real, e mais intensamente após 2001, podendo ser atribuída, em parte, à recuperação dos rendimentos reais conseguidos com o controle inflacionário, às melhorias na distribuição de rendimentos no mercado de trabalho e às políticas de transferência direta de renda que vêm sendo adotadas (Ramos, 2006).

Em escala subnacional, o Ceará é um dos estados que apresenta uma desigualdade de renda relativamente elevada. Com base no índice de Gini em 2009, o Ceará detinha a 10ª pior distribuição de renda entre as 27 unidades federativas do país. No entanto, da mesma forma como foi observado para o Brasil, apesar de um nível de desigualdade elevado, o índice de Gini calculado para o Ceará apresentou uma redução de mais de 11% durante última década⁴.

Alguns estudos que analisaram o comportamento recente desigualdade de renda no Brasil caracterizaram que os rendimentos provenientes do trabalho constituem um componente importante para a renda de indivíduos e famílias, e que a dinâmica do mercado de trabalho foi determinante para a redução da desigualdade de renda (Ramos e Vieira, 2000; Ramos, 2006; Soares, 2006). Para o Brasil Soares *et al.* (2006) aponta que a participação da renda do trabalho na renda total é de aproximadamente 75%, em média, considerando o período 1995-2004. Trata-se de uma participação bastante elevada e que gera uma expectativa de que este componente tenha uma contribuição significativa para a queda da desigualdade de renda ocorrida recentemente.

Nesse contexto, Hoffmann (2006), com base em uma metodologia que decompõe o Gini, atribui à renda do trabalho uma contribuição superior a 68% para explicar a variação desse índice entre 2001 e 2004. Considerando um período maior, 1995 a 2004, Soares *et al* (2006) encontram uma contribuição ainda maior desse componente da renda, algo em torno de 85%. Tomando o caso do Ceará, Miro e Barreto (2011) expõe que a renda do trabalho representa algo em torno de 70% do total da renda domiciliar *per capita* dos cearenses. Decompondo o índice de Gini por componentes de renda, os autores chegaram ao resultado de que a renda do trabalho foi responsável por 60% da redução da desigualdade de renda cearense na década de 2000.

³ Relatório de Desenvolvimento Humano do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – 2010. Disponível em: <http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2010/chapters/pt/>

⁴ Com base nos dados do IPEADATA.

Para Barros *et al.* (2007), a dificuldade em se estudar de forma mais abrangente e se explicar completamente os determinantes da desigualdade salarial vem do fato desta ser resultado de uma complexa inter-relação entre fatores socioeconômicos, políticos e institucionais. Com base nisso, o presente trabalho avalia os fatores determinantes das disparidades de renda do trabalho no Ceará, bem como da sua queda recente. Destaca-se nesse trabalho o papel das características individuais, dotações de capital humano e de inserção no mercado de trabalho. A questão central a se investigar é, portanto, se o diferencial de rendimentos entre os indivíduos está sendo gerada no próprio mercado de trabalho ou se esta é apenas um reflexo dos diferenciais de capital humano existente entre trabalhadores.

Considerando a importância do mercado de trabalho para a distribuição de renda e a necessidade de análises em nível regional, o presente estudo visa estudar a evolução da desigualdade de rendimentos do trabalho e dos seus determinantes no estado do Ceará. A importância do estudo da desigualdade de renda salarial se justifica na composição de um diagnóstico mais preciso das mudanças na concentração de renda cearense. Conseqüentemente, essa investigação se mostra importante para a adoção de políticas públicas mais efetivas, uma vez que, permite analisar em que medida a desigualdade de renda é afetada pelo próprio desempenho do mercado.

Para atender ao objetivo proposto nesse trabalho, utilizaram-se dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2001, por ser o ano a partir do qual houve uma queda consistente na desigualdade, e 2008⁵. A metodologia utilizada decompõe a equação de salários, tradicionalmente utilizada na literatura, e permite medir qual a porcentagem da desigualdade de rendimentos que pode ser atribuída a cada uma das variáveis explicativas. Outra decomposição empregada, a decomposição da diferença, tem como objetivo mostrar qual o peso de cada uma destas variáveis na mudança de uma medida de desigualdade entre dois períodos de tempo.

Considerando essa proposta, o artigo se organiza em seis seções, contando com esta introdução. A segunda seção realiza uma revisão da literatura sobre a questão da desigualdade de renda e sua dinâmica recente, destacando os aspectos teóricos relacionados a contribuição do mercado de trabalho para essa dinâmica. Na terceira seção são apresentados alguns fatos estilizados sobre a desigualdade de renda do trabalho no Ceará e sua evolução recente. A quarta apresenta a metodologia de decomposição adotada juntamente com a descrição da base de dados. Por fim, a quinta seção mostra os resultados obtidos, seguida das considerações

⁵ Apesar da disponibilidade de dados da PNAD para o ano de 2009 optou-se por não incluir este na análise, por se acreditar que os dados possam refletir os efeitos da crise econômica mundial e, por ser um ano atípico, comprometer a obtenção de comparações coerentes da evolução recente da desigualdade cearense.

finais, onde se ressaltam os aspectos mais importantes que a análise permitiu inferir e as propostas de políticas a serem adotadas. Dentre os resultados, destaca-se o papel do mercado de trabalho como *reprodutor* das desigualdades de capital humano existentes entre os trabalhadores e como *gerador* de desigualdades de renda ao permitir diferenciais de salários entre trabalhadores igualmente produtivos, simplesmente por estarem trabalhando em diferentes segmentos do mercado de trabalho.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Nesta seção discuti-se o arcabouço teórico apresentado na literatura nacional que serve de base para investigar de maneira coerente e integrada as várias formas de desigualdade e como esta se manifesta, bem como, identificar as fontes de produção e reprodução da mesma. Além disso, busca-se mostrar sucintamente alguns dos resultados já encontrados em trabalhos empíricos que investigaram sobre esse tema.

Os estudos envolvendo desigualdade de renda no Brasil iniciaram-se intensivamente após a década de 60. A atenção dada ao mercado de trabalho nesses estudos é devida ao fato de que a maior parte da renda das pessoas advém dos salários. Trabalhos recentes mostram que a maior parte da queda na desigualdade de renda *per capita* ocorrida na última década foi resultado de mudanças na distribuição da renda do trabalho, como pode ser visto em Soares (2006), Ipea (2006), Hoffmann (2006) e Veras et al (2006).

Nesse aspecto, a dinâmica e as mudanças nesse mercado tem, potencialmente, um forte impacto sobre as disparidades de renda existentes e sobre a sua queda observada na última década. As teorias atuais relacionadas a esse assunto apontam que o mercado de trabalho é tanto gerador quanto reprodutor de desigualdade. Portanto, devem-se investigar as suas diversas fontes de produção e de reprodução, buscando entender como e em que grau cada uma destas se manifesta.

No âmbito da equidade e da justiça social, Barros e Mendonça (1995) consideram dois tipos de desigualdade, encontradas no mercado de trabalho: *desigualdade de condições e desigualdade de resultados*. A desigualdade de condições ocorre ainda antes de os indivíduos ingressarem nesse mercado, em uma fase que os autores consideram ser de preparo para a “competição”. Nesta fase os indivíduos procuram utilizar-se de suas habilidades inatas, recursos públicos e privados para acumular determinados níveis de capital humano e posteriormente obter bons resultados em termos de salários. Por outro lado a desigualdade de resultados ocorre já no próprio mercado de trabalho, quando se considera dois componentes:

um representado pelas diferenças individuais, devido ao tempo de preparação, corroborando com a desigualdade de condições e a teoria do capital humano, e outro devido às diferenças não relacionadas à preparação, como por exemplo, segmentação e discriminação.

Do ponto de vista da justiça social o segundo componente é mais indesejável e injustificável, pois representa a parte da desigualdade que é gerada durante a competição. No entanto, a desigualdade de condições pode ser consequência da desigualdade de oportunidades, que também não é socialmente desejável. Por outro lado, a fração da desigualdade associada aos atributos produtivos individuais obtidos durante o período de preparação para ingresso no mercado de trabalho é mais social e eticamente justificável, pois representa uma desigualdade apenas revelada, e não produzida, pelo mercado de trabalho.

Partindo das teorias do capital humano, a reprodução da desigualdade no mercado de trabalho ocorre devido ao fato de que os trabalhadores são diferentes em termos de qualidade. Assim, a desigualdade de renda depende da distribuição dos trabalhadores no que se refere aos atributos produtivos e depende também do relacionamento entre a referida qualidade do trabalhador e o seu respectivo salário, ou seja, do retorno proporcionado pelo seu capital humano. Assim, a desigualdade aumenta na medida em que se elevam os diferenciais de capital humano e na medida em que se eleva o retorno salarial da qualidade da mão-de-obra.

O mercado de trabalho, por tanto, não transformaria nenhuma desigualdade se não existisse previamente diferenciais entre os trabalhadores em termos de produtividade. Nesse sentido, a qualidade do fator trabalho pode ser bem representada por dois atributos: nível educacional e experiência. A partir do trabalho de Langoni (1973), vários outros estudos verificaram o papel que a educação desempenhou na explicação da desigualdade salarial no Brasil. Observou-se que o sistema educacional brasileiro é o principal responsável pelos elevados níveis de desigualdade percebidos ao longo da década. Com respeito à experiência acumulada ao longo da vida, percebe-se que esta influencia de maneira direta a produtividade dos trabalhadores, porém, esta informação não é diretamente observada nas bases de dados existentes no país, geralmente se usam *proxies* para representá-la, como a idade do trabalhador.

Se todos os trabalhadores e postos de trabalhos fossem homogêneos, o mercado se preocuparia apenas em definir o valor dos salários pagos, que seriam iguais para todos, não havendo motivo nenhum para que se remunerem pessoas em iguais condições de maneira distinta. No entanto, percebe-se que na realidade trabalhadores com atributos produtivos semelhantes recebem remunerações diferentes quando participam do mercado de trabalho, o

que se trata da criação de desigualdade por parte do mesmo e pode ser considerada uma das imperfeições desse mercado.

Nesse sentido, Ramos e Vieira (2000) apontam para três fatores que podem contribuir para que haja mudanças na distribuição de rendimentos, entre eles, a *heterogeneidade* dos trabalhadores, *segmentação* existente no mercado de trabalho e a *discriminação*. De acordo com a literatura esses dois últimos mostram-se como geradores de desigualdade e são provenientes de imperfeições no mercado de trabalho, uma vez que os salários pagos passam a não refletir corretamente a produtividade marginal do fator trabalho. Já a heterogeneidade dos trabalhadores se mostra como reveladora de desigualdade, pois a remuneração diferente se deve ao fato de que os trabalhadores são também diferentes em termos de dotação de atributos produtivos.

Barros *et al.* (2007) e Ramos e Vieira (2001) mostram que formas de diferenciação salarial por heterogeneidade podem ser vistas quando os trabalhadores com características individuais que os tornam mais produtivos, como maior nível educacional ou mais experiência, recebem uma maior remuneração. Quando se diferencia os salários com base no fato do trabalhador ser sindicalizado ou ter carteira assinada, que a princípio não afetam a produtividade, tem-se um exemplo de segmentação no mercado de trabalho. Por outro lado, observa-se discriminação quando os trabalhadores, devido à fatores não-produtivos, recebem salários distintos, ao desempenharem a mesma tarefa e sendo, portanto, perfeitamente substituíveis, como exemplo pode-se destacar a discriminação por sexo ou por raça.

Com base nesse raciocínio alguns autores (LISBOA e MENEZES FILHO, 2001; VELLOSO, 1975; BARROS, HENRIQUES e MENDONÇA, 2000; SATTINGER, 1993) chegam à conclusão de que uma considerável parte da desigualdade de rendimentos no Brasil é fruto dos diferenciais dos trabalhadores em termos de capital humano. Sendo assim, a educação torna-se um importante fator para explicar parte da recente queda da desigualdade, tendo em vista que a distribuição de salários é resultado de como a educação está distribuída entre os indivíduos. Corroborando com essa idéia, Langoni (2005) mostra uma estreita relação existente entre a desigualdade de renda no Brasil e a lenta expansão do sistema educacional do país. Na última década observou-se no Brasil um considerável progresso educacional ao mesmo tempo em que a desigualdade passou a declinar consideravelmente. Desde então, muitos estudos buscaram analisar as relações existentes entre esses dois eventos.

Duas maneiras pelas quais o capital humano poderia afetar a desigualdade de rendimentos são freqüentemente tratadas na literatura. Por um lado, considera-se o *efeito quantidade*, onde se

percebe que quanto mais desiguais forem os trabalhadores em termos de capital humano maior tende a ser a desigualdade de rendimentos, uma vez que, o salário do trabalhador varia positivamente com o seu nível educacional. Por outro lado, quanto maior o retorno da educação sobre o rendimento, para uma dada desigualdade de capital humano, maior tende a ser a desigualdade de renda salarial revelada pelo mercado, esse é o chamado *efeito preço*.

Percebe-se, portanto que a contribuição da educação para as modificações na distribuição de renda depende de como ela própria está distribuída entre os indivíduos e ao mesmo tempo depende de como a remuneração dos trabalhadores se mostra sensível ao capital humano. Apesar de a literatura tratar desses dois efeitos, *preço e quantidade*, referindo-se à educação o mesmo argumento é válido para qualquer atributo produtivo ou característica dos indivíduos, ou seja, a desigualdade salarial depende tanto da distribuição das características individuais entre os trabalhadores quanto do retorno que esse atributo, ou característica, gera sobre o seu rendimento.

Ramos e Reis (2008) e Ferreira e Veloso (2003) concluem que a educação dos indivíduos se mostra com um elevado grau de persistência entre as gerações o que torna a situação da desigualdade de renda ainda mais grave e de difícil reversão. Isso ocorre por que os indivíduos com pais mais educados geralmente apresentam um nível médio de escolaridade maior. Além disso, esses estudos revelam que a educação dos pais influencia de forma significativa tanto o rendimento quanto o retorno monetário de cada ano adicional de estudo dos filhos, o mesmo resultado é encontrado em Lam e Schoeni (1994). Assim, percebe-se que no Brasil, bem como no Ceará, a mobilidade educacional entre as gerações é, de certa forma limitada, portanto, essa inércia tem impacto direto na desigualdade futura de renda, fazendo com que ela seja bem mais persistente ao longo do tempo.

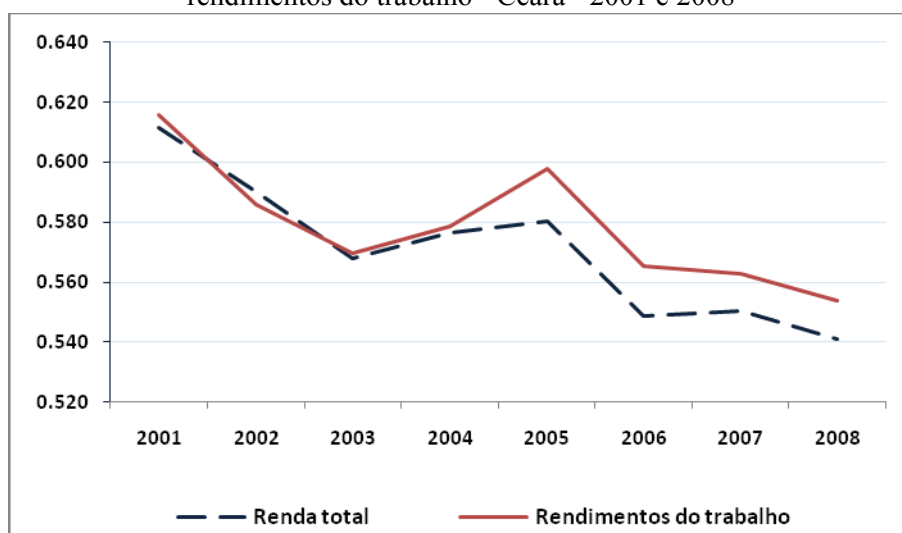
3. DESIGUALDADE DE SALÁRIOS NO ESTADO DO CEARÁ

Localizado na região Nordeste, reconhecidamente a mais pobre e desigual do Brasil, o Estado do Ceará apresenta uma elevada proporção de pobres e um grau de concentração de renda relativamente elevado. A análise da evolução da desigualdade de rendimentos do trabalho é um elemento fundamental para se entender as mudanças na desigualdade de renda como um todo. Isso fica evidente quando avaliamos a participação dos rendimentos do trabalho na renda total. Em específico para o Estado do Ceará, a participação dos rendimentos do trabalho na renda total, no período de 2001 a 2008, esteve em torno de 70%.

Ao decompor mudanças na desigualdade de renda por seus fatores componentes, cada fator pode contribuir de duas maneiras: pela sua participação na renda total e pelo seu próprio nível de concentração. Se a participação dos rendimentos do trabalho é elevada e permaneceu em mesmo patamar ao longo dos últimos anos, a redução do grau de concentração dessa fonte de renda se mostra um importante determinante para a redução na concentração de renda total. Assim, espera-se que os rendimentos do trabalho tenham contribuído efetivamente para a redução da desigualdade de renda cearense.

No caso do Ceará os Coeficientes de Concentração para os rendimentos do trabalho apresentaram uma trajetória de queda que caracteriza uma desconcentração, principalmente após 2005. Em 2001, esse coeficiente era de aproximadamente 0,61 e atingiu um nível de 0,55 em 2008⁶. A evolução do Coeficiente de Concentração dos rendimentos do trabalho⁷ e do Coeficiente de Concentração da renda total⁸, que é o próprio índice de Gini, pode ser visualizada na Figura 1.

Figura 1: Coeficientes de Concentração da renda total (Coeficiente de Gini) e dos rendimentos do trabalho - Ceará - 2001 e 2008



Fonte: Elaboração a partir dos dados da PNAD/IBGE.

Outra forma de evidenciar a redução na desigualdade de rendimentos do trabalho no período avaliado é por meio da conhecida Curva de Lorenz. Se a curva de Lorenz de 2008 estiver acima da curva de 2001 em todos os pontos fica evidente a melhora generalizada na concentração de renda entre os dois períodos. A Figura 2 apresenta essa curva para o

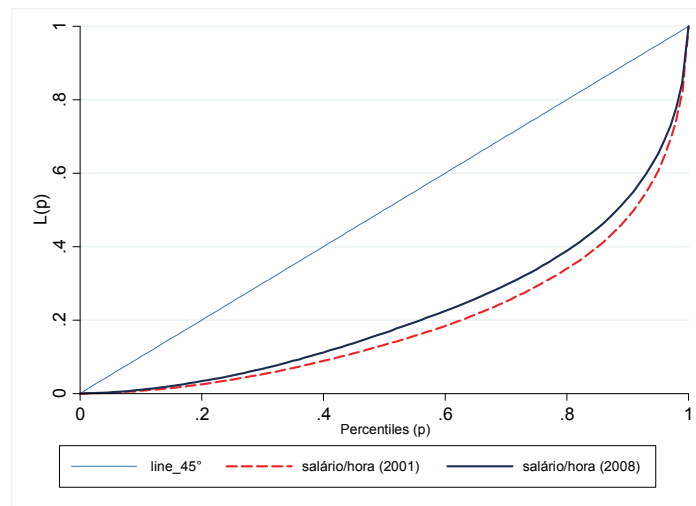
⁶ Apesar da inversão da trajetória de queda entre 2003 e 2005 é possível notar uma trajetória de redução da concentração dos rendimentos do trabalho. Mais detalhes da decomposição da desigualdade de renda por fatores componentes no Ceará são discutido em Miro e Barreto (2011).

⁷ Os rendimentos do trabalho empregados nas análises ao longo do presente trabalho foram deflacionados de acordo com o INPC, com base em 2008.

⁸ Sobre o Coeficiente de Concentração e a sua relação com o Coeficiente de Gini, veja Pyatt et. al. (1980), Shorrocks (1982) e Hoffman (1998).

rendimento do trabalho nos anos de 2001 e 2008. Verifica-se claramente que para todos os percentis da distribuição houve uma melhora na distribuição de renda salarial, o que caracteriza um forte indício de dominância estocásticas de primeira ordem.

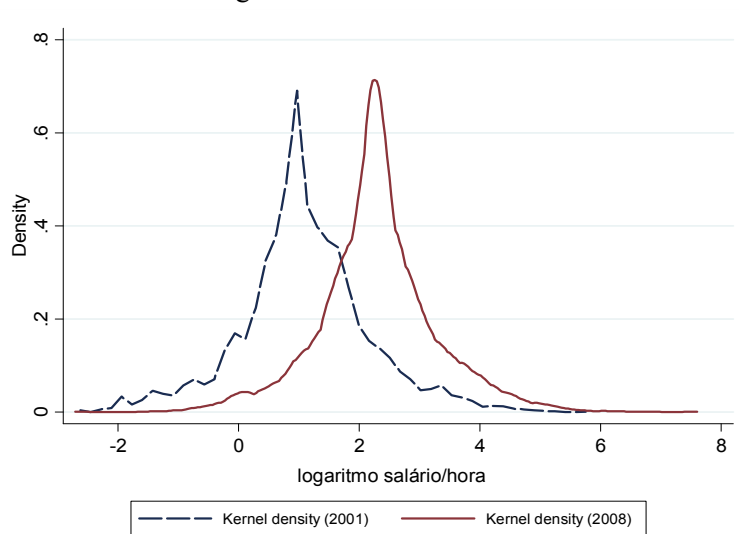
Figura 2: Curvas de Lorenz para os rendimentos do trabalho (salário/hora) - Ceará - 2001 e 2008



Fonte: Elaboração a partir dos dados da PNAD/IBGE.

Já a Figura 3 apresenta uma informação adicional; a função de densidade de *kernel* para o logaritmo (natural) dos rendimentos do trabalho em cada um dos anos considerados. Embora a visualização da redução da desigualdade de renda do trabalho não seja muito clara e direta por meio da densidade grafada na Figura 3, torna-se bastante evidente a melhoria real nos rendimentos médios dos indivíduos.

Figura 3: Densidade do logaritmo do Salário/hora – Ceará - 2001 e 2008



Fonte: Elaboração a partir dos dados da PNAD/IBGE. Densidade de Kernel estimada com o software STATA [kernel = epanechnikov, bandwidth = 0.0434].

4. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

Essa seção destina-se à descrição da metodologia de decomposição da equação de salários, com a qual será possível saber quais os fatores mais importantes para explicar a desigualdade salarial no Ceará, além disso, faz-se uma descrição da base de dados a ser utilizada.

4.1. Metodologia

Tem sido tradição na literatura, economistas e outros pesquisadores sociais tentarem entender os determinantes da renda salarial por meio do uso de modelos de regressão de salários, utilizando-se da estimação da equação de Mincer. De maneira geral, o logaritmo do salário do indivíduo é regredido sobre uma série de variáveis explicativas, que representam os atributos produtivos e suas características individuais. No entanto, faz-se necessário o uso de algum método que use a informação contida nestas regressões para gerar resultados que expliquem não só os determinantes da renda salarial, mas o peso que cada uma das variáveis da equação tem na explicação da desigualdade de rendimentos.

Fields (2003), baseado no trabalho de Shorrocks (1982), apresentou um novo tipo de metodologia para decomposição da desigualdade de rendimentos, medida pela variância do logaritmo. Esta decomposição parte da estimação de uma regressão de salários, como já vem sendo feito em vários trabalhos científicos, com a vantagem de ser possível desagregar seus diferentes componentes segundo a sua contribuição para a desigualdade total. A partir dessa metodologia, pode-se obter a contribuição de cada um dos componentes da equação de Mincer na determinação das disparidades salariais. Quando somadas estas contribuições obtém-se 100%, indicando que a contribuição de cada variável explicativa para a desigualdade de rendimentos é separadamente aditiva. Esta metodologia pode ser dividida em duas partes: Decomposição em Nível e Decomposição da Diferença.

4.1.1. Decomposição em um ponto do tempo

A decomposição em nível tem o objetivo de obter a contribuição de cada variável explicativa da equação Minceriana para a desigualdade salarial. Esta decomposição é originada de uma equação de salários do tipo log-linear:

$$\ln Y_i = \sum_{j=0}^m \beta_j x_{ij} \quad (1)$$

Onde a variável dependente (salário-hora) é usada na forma de logaritmo natural, x_{ij} representa a j-ésima variável explicativa. Para permitir que o modelo tenha um intercepto faz-se $x_{i0}=1$. As variáveis explicativas, x_{ij} , representam características observáveis do indivíduo, conforme será descrito na Tabela 3 da próxima subseção, onde se descreve detalhadamente todas as variáveis do modelo. Por causa da propriedade de aditividade, todas as variáveis independentes devem ser exógenas. O termo de erro aleatório, ε_i , é dado por x_{im} , com $\beta_m=1$, e assumimos ser estocástico e atender às propriedades clássicas usuais.

A partir da equação de Mincer (1), tomando a covariância dos termos dos dois lados, e supondo a hipótese de aditividade, temos que:

$$\text{cov}\left(\sum_{j=0}^m \beta_j x_{ij}, \ln Y_i\right) = \sum_{j=0}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \quad (2)$$

O lado esquerdo da equação (2) é a covariância da variável dependente, $\ln Y_i$, consigo mesma, que por definição é a variância de $\ln Y_i$. Assim, temos que:

$$\sigma^2(\ln Y_i) = \sum_{j=0}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \quad (3)$$

Dividindo ambos os lados em (3) por $\sigma^2(\ln Y_i)$, temos que:

$$100\% = \frac{\sum_{j=0}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} = \sum_{j=0}^m S_j(\ln Y_i) \quad (4)$$

Ou seja, uma vez obtidos os pesos relativos de desigualdade, $S_j(\ln Y_i)$, a soma destes deverá resultar na unidade. Assim, a porcentagem da desigualdade explicada por cada componente da equação de salários pode ser dada por:

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} \quad (5)$$

Usando ainda o conceito de correlação e fazendo as substituições necessárias em (5), chega-se ao seguinte resultado final:

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\beta_j * \sigma(x_{ij}) * \text{correl}(x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma(\ln Y_i)} \quad (6)$$

Onde cada $S_j(\ln Y_i)$ representa a parcela da variância do logaritmo da renda, ou seja, da desigualdade, atribuída a j-ésima variável explicativa da equação de salários, incluindo o erro aleatório, que é um substituto das variáveis omitidas.

Novamente, com base na equação (4), verifica-se que:

$$\sum_{j=0}^m S_j(\ln Y_i) = 100\% \quad (7)$$

Além disso, quando se exclui a contribuição do m-ésimo componente (resíduo), pode-se demonstrar que:

$$\sum_{j=0}^{m-1} S_j(\ln Y_i) = R^2 \quad (8)$$

Assim, a fração explicada por cada variável explicativa pode ser relativizada dividindo-se cada uma das parcelas obtidas pelo R^2 da regressão, eliminando, portanto, a influência residual. Logo, se definirmos “ P_j ” de forma que:

$$P_j = \frac{S_j(\ln Y_i)}{R^2} \quad (9)$$

Pode se demonstrar que:

$$\sum_{j=0}^{m-1} P_j = 100\% \quad (10)$$

Assim, a decomposição em nível pode ser obtida a partir dos coeficientes estimados na equação de salários, da dispersão, ou desvio padrão, das variáveis utilizadas no modelo, da correlação das respectivas variáveis explicativas com a variável dependente e do coeficiente de determinação, R^2 . Logo, para o cálculo dos S_j 's foi necessário, além dos resultados da regressão, o uso das informações contidas na matriz de correlação e na estatística descritiva dos dados.

4.2.1. Decomposição da Diferença

Diferentemente da decomposição em nível vista anteriormente, a decomposição da diferença tem o objetivo de atribuir pesos às variáveis que contribuíram para a mudança da desigualdade de renda entre dois períodos distintos, no caso desse trabalho 2001 e 2008. Desta maneira, este segundo tipo de decomposição pode informar quais as variáveis mais relevantes para explicar a diminuição ou o aumento de um determinado índice de desigualdade escolhido.

A decomposição da diferença obtida por $\Pi_j(I(.))$, representa a contribuição do j-ésimo determinante da renda salarial do indivíduo para a mudança de um determinado índice de

desigualdade $I(\cdot)$. Nesse trabalho utilizam-se três índices: Gini, Theil e Variância dos Logaritmos. Então, seguindo Fields (2003), tem-se que:

$$\Pi_j(I(\cdot)) = \frac{S_{j,2} * I(\cdot)_2 - S_{j,1} * I(\cdot)_1}{I(\cdot)_2 - I(\cdot)_1} \quad (11)$$

Na decomposição da diferença, assim como na decomposição em nível, a contribuição, ou peso relativo de cada um dos determinantes da queda/aumento da desigualdade somados deve ser igual à unidade, logo:

$$100\% = \sum_j \frac{S_{j,2} * I(\cdot)_2 - S_{j,1} * I(\cdot)_1}{I(\cdot)_2 - I(\cdot)_1} = \sum_j \Pi_j(I(\cdot)) \quad (12)$$

Quando $\Pi_j(I(\cdot)) > 0$, indica que o j-ésimo componente da equação de salários contribuiu para uma queda da desigualdade, caso $\Pi_j(I(\cdot)) < 0$, percebe-se o contrário, esse componente fez com que a desigualdade se elevasse.

É importante notar que, ao contrário da decomposição em nível, a decomposição da diferença é sensível ao índice escolhido, pois, pode-se perceber que $\Pi_j(I(\cdot))$ é uma função de $I(\cdot)$, ou seja, a contribuição do j-ésimo fator explicativo da renda para a decomposição da diferença depende do índice de desigualdade que está se utilizando.

Nesse sentido, para esse tipo de decomposição foram selecionadas três medidas de desigualdade de renda que são tradicionalmente utilizados em trabalhos que tratam desse tema: Gini, Theil e Variância dos logaritmos. Destaca-se que as medidas de desigualdade devem atender a algumas propriedades desejáveis, como: Simetria, Princípio da População, da Transferência de Pigou-Dalton, da Decomposição, etc. Como não há um índice perfeito, que atenda a todos os postulados requeridos, a escolha de mais de uma medida atua no sentido de comprovar a robustez dos resultados. Uma ampla discussão sobre os postulados dos índices de desigualdade pode ser vista em Chakravarty e Muliere, 2003.

4.4. Descrição da Base de Dados

A presente análise emprega os microdados das PNAD para o período compreendido entre os anos de 2001 e 2008⁹. Foram obtidas duas amostras, uma para cada ano, aplicando alguns filtros coerentes com os objetivos do trabalho e que tornaram a amostra mais homogênea e propícia para a análise. Dentre os filtros, foram considerados apenas indivíduos que possuíam

⁹ Já existem dados da PNAD disponíveis para o ano de 2009, no entanto, por ser um ano atípico, devido à crise econômica mundial, optou-se por escolher o ano de 2008 para se fazer uma comparação mais consistente da evolução recente da desigualdade cearense.

informações para todas as variáveis explicativas da equação de salários. Além disso, a amostra foi caracterizada por indivíduos ocupados na semana de referência da pesquisa e com idade entre 25 e 65 anos.

Após selecionar tais grupos para compor a base de dados restaram apenas indivíduos com salários positivos, o que torna desnecessária a aplicação da metodologia de Heckman para correção do viés de seletividade, uma vez que, a seleção da amostra foi feita com base nas variáveis explicativas, caracterizando uma seletividade amostral exógena e não gerando, portanto, nenhum tipo de viés ou inconsistência nos estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (WOOLDRIDGE, 2002).

A equação de salários como a apresentada na expressão (1), foi estimada para cada amostra de forma usual, tendo como variável dependente o logaritmo natural do salário-hora da pessoa ocupada. As variáveis explicativas do modelo foram compostas tanto por características inerentes dos indivíduos, como a raça/cor e o gênero, como por características de capital humano e de inserção no mercado de trabalho.

Vale ressaltar que a escolha das variáveis explicativas foi baseada nas três fontes de desigualdade descritas pela literatura: *heterogeneidade, segmentação e discriminação*. Com o uso dessas variáveis é possível perceber em que medida o mercado de trabalho está gerando desigualdade e em que medida ele está apenas reproduzindo uma desigualdade preexistente.

O efeito da escolaridade merece algumas notas. Esse não foi estimado levando em consideração os retornos de cada ano adicional de estudo, ou seja, na regressão não entrou os anos de estudo do trabalhador. Em vez disso, foram incluídas três variáveis *dummies* que dividem os indivíduos em quatro grupos, de acordo com o nível de escolaridade dos mesmos (sem escolaridade até 4 anos, 5 a 8, 9 a 12 e 13 anos ou mais de estudo).

Essa subdivisão é adotada também por outros trabalhos e justifica-se por vários motivos, dois dos quais são descritos a seguir. Primeiro, porque se espera que os efeitos da educação sobre os salários não são dados de forma linear, dependendo do próprio nível educacional dos indivíduos. Em segundo lugar, destaca-se que a subdivisão nesses subgrupos leva em consideração o fato de que os retornos da educação, às vezes, se devem não aos ganhos de produtividade em si, mas à “sinalização” que a mesma proporciona para o mercado de trabalho. Os três grupos de escolaridade adotados nesse estudo levam em consideração o tempo aproximado que os indivíduos levam para concluir cada ciclo dos estudos. Assim espera-se que a contribuição dos fatores educacionais para a desigualdade salarial dependa dos grupos de escolaridade que estejam sendo estudados.

De forma sintética, a descrição das variáveis empregadas no modelo pode ser visualizada no Quadro 1.

Quadro 1: Descrição das variáveis explicativas utilizadas na estimação

Variável	Descrição da variável
Capital Humano	
Educação	Foi empregado um conjunto de <i>dummies</i> discriminando a escolaridade dos indivíduos em 4 categorias, sendo a primeira considerando os indivíduos sem escolaridade ou com até 4 anos de estudo (categoria de referência), a segunda com indivíduos de 5 à 8 anos de estudo, a terceira de 9 à 12 anos de estudo e a última composta por indivíduos com 13 anos ou mais de estudo.
Experiência	A variável <i>experiência</i> foi obtida subtraindo da idade do indivíduo a idade que ele começou a trabalhar, reportada na pesquisa da PNAD. Também foi empregada na forma quadrática.
Permanência	A variável <i>permanência</i> considera o período em que o indivíduo está empregado no mesmo trabalho.
Características do indivíduo	
Gênero	A variável <i>mulher</i> considera o gênero da pessoa com valor nulo para pessoas do sexo masculino e um para o sexo feminino.
Cor/raça	A variável <i>branco</i> considera a cor/raça da pessoa com valor um para indivíduos que se declararam brancos e zero para as demais.
Chefe de domicílio	A variável <i>chefe</i> considera o status do indivíduo no domicílio e assinala com valor um para pessoas de referência no domicílio.
Segmentação do Mercado de trabalho	
Urbano	A variável <i>urbano</i> assinala com valor um para indivíduos residentes em áreas urbanas.
Metropolitano	A variável <i>metropolitano</i> assinala com valor um para indivíduos residentes na região metropolitana.
Sindicato	A variável <i>sindicato</i> assinala com valor um para indivíduos associados a algum sindicato.
Setor	O setor de atividade é captado por diversas <i>dummies</i> : <i>agrícola, indústria, serviços, comércio, administração pública (categoria base)</i>
Ocupação	A posição de ocupação é captada por diversas <i>dummies</i> : <i>com carteira, sem carteira, empregador, conta própria, funcionário público/militar (categoria base)</i>

Fonte: PNAD/IBGE.

5. RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO E DA DECOMPOSIÇÃO

Essa seção encontra-se dividida em três partes. A primeira apresenta os resultados da estimação da equação de Mincer, que permite verificar quais os principais determinantes do nível salarial dos trabalhadores como, capital humano, características individuais e características do próprio mercado de trabalho. Na segunda parte encontram-se os resultados da decomposição em nível, capaz de atribuir pesos a cada um dos componentes da equação de salários na explicação da desigualdade de rendimentos dos trabalhadores. A terceira apresenta

os resultados da decomposição da diferença, a partir da qual é possível determinar quais fatores contribuíram para a redução nos diferenciais de rendimentos no Ceará.

5.1 Resultados da Estimação

Para uma melhor compreensão dos fatores que afetam os diferenciais de salários entre os indivíduos torna-se relevante que, antes de tudo, se interprete os resultados das equações mincerianas estimadas com base nas variáveis descritas no Quadro 1. Nesse sentido, essa subseção apresenta resumidamente os comentários das estimativas, para o estado do Ceará com base nos anos de 2001 e 2008. A Tabela 1 a seguir apresenta os resultados obtidos, juntamente com os principais testes estatísticos utilizados.

Tabela 1: Estimativas da Equação de Salário para o Ceará. Variável dependente: Logaritmo natural do salário/hora – 2001/2008

Variáveis Explicativas	2001		2008	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
Escolaridade (5-8 anos)	0,3286	0,000	0,2474	0,000
Escolaridade (9-12 anos)	0,7542	0,000	0,4902	0,000
Escolaridade (13 anos ou mais)	1,4548	0,000	1,2743	0,000
Experiência	0,0155	0,000	0,0085	0,003
Experiência ²	-0,0002	0,000	-0,0001	0,007
Permanência	0,0092	0,000	0,0207	0,000
Permanência ²	-0,0001	0,030	-0,0004	0,000
Mulher	-0,3290	0,000	-0,3082	0,000
Branco	0,1104	0,000	0,1201	0,000
Chefe de domicílio	0,1162	0,000	0,1063	0,000
Urbano	0,2221	0,000	0,1907	0,000
Metropolitano	0,3472	0,000	0,3096	0,000
Sindicato	0,1247	0,000	0,0856	0,000
Agrícola	-0,8014	0,000	-0,6515	0,000
Indústria	-0,3581	0,000	-0,4126	0,000
Comércio	-0,2032	0,001	-0,2261	0,000
Serviços	-0,2047	0,000	-0,2361	0,000
Com carteira	-0,2606	0,000	-0,2329	0,000
Sem carteira	-0,3823	0,000	-0,4151	0,000
Conta própria	-0,4367	0,000	-0,4961	0,000
Empregador	0,4563	0,000	0,4944	0,000
Constante	0,7472	0,000	2,1117	0,000
R²	0,4851		0,4692	
Prob>F	0,000		0,000	
Nº de Observações	6214		7293	

Fonte: Elaborado pelo autor. Resultados obtidos no software Stata 11.

Percebe-se que, no geral, os modelos mostraram-se bem ajustados, com um coeficiente de determinação (R^2) de quase 50%, próximo ao encontrado por outros autores que estimaram a equação de salários. Deve-se destacar que o modelo se mostrou globalmente significativo e

que todos os coeficientes estimados apresentaram sinais esperados, de acordo com a teoria econômica, e são estatisticamente significantes.

Os resultados, tanto em 2001 quanto 2008, mostram que as pessoas mais educadas recebem uma remuneração significativamente maior. Isso fica evidente quando se observa os retornos da educação para cada nível de escolaridade. Destaca-se que o retorno da educação sobre os salários para os indivíduos que possuem mais de 13 anos de estudo mostrou-se consideravelmente superior, quando comparado aos demais grupos de escolaridade. Tal resultado corrobora com as teorias do capital humano, que destacam que os indivíduos mais qualificados são mais produtivos e conseqüentemente, recebem maiores salários.

As variáveis *experiência e permanência* mostraram impacto não linear sobre o salário/hora dos indivíduos. A relação côncava entre estas e o salário/hora pode ser percebida pelo coeficiente negativo dessas variáveis quando elevadas ao quadrado. Conseqüentemente, quanto maior a experiência e/ou permanência no mesmo emprego, mais elevado tende a ser o salário/hora do trabalhador. Porém, após o indivíduo alcançar determinado nível dessas variáveis, essa relação se inverte, quando o fato de o trabalhador ter mais experiência, ou estar a mais tempo no mesmo emprego, passa a refletir-se em salários inferiores. Vale destacar que esses resultados, assim como os encontrados para a variável educação, também corroboram com a teoria do capital humano subjacente ao modelo econométrico empregado.

Com respeito às variáveis que representam as características individuais verifica-se, no geral, que há imperfeições no mercado de trabalho cearense, que apresenta claras evidências de discriminação. Observa-se, por exemplo, que os trabalhadores brancos, assim como aqueles do sexo masculino, recebem em média salários superiores aos trabalhadores que não são brancos (negros ou pardos), ou que são do sexo feminino. Além disso, observa-se ainda que o coeficiente estimado da variável *Chefe de domicílio* indica que os indivíduos caracterizados como a pessoa de referência no domicílio recebem maiores salários se comparado aos demais. Todos esses resultados são semelhantes aos encontrados por outros autores que investigaram a discriminação no mercado de trabalho em âmbito nacional (BARROS et. al., 2007; BARTALOTTI E LEME, 2007; RAMOS E VIEIRA, 2001; SACHIDA et. al., 2004).

Outra fonte de imperfeições no mercado de trabalho cearense é caracterizada pela própria segmentação do mercado, com trabalhadores igualmente produtivos recebendo salários diferenciados, simplesmente por estarem participando de mercados “diferentes”. Nesse aspecto, foram incluídas uma série de variáveis para se constatar a existência (ou não) de segmentação no mercado de trabalho cearense. Os resultados apontam que os trabalhadores

dos centros urbanos e da região metropolitana recebem salários superiores, se comparados aos trabalhadores da área rural. Ainda no que diz respeito à segmentação, a variável “*Sindicato*” indica que o fato do trabalhador ser vinculado à entidade sindical faz com que seu salário seja maior, devido provavelmente ao maior poder de barganha desses trabalhadores.

Outras fontes de segmentação também podem ser vistas quando os trabalhadores estão ocupados em diferentes setores da economia. Nesse aspecto, com base nas estimações para 2001 e 2008, verifica-se que as pessoas que trabalham no setor da indústria ou no setor agrícola, principalmente neste último, recebem salários bem inferiores se comparado aqueles que trabalham na administração pública (esta constitui categoria base de comparação). Quanto aos indivíduos que trabalham no comércio ou serviços, verifica-se que estes recebem, em média, salários 20% inferiores aos da categoria base. Por fim, a segmentação ainda pode ocorrer entre os setores formal e informal da economia, os resultados apontam que os salários dos trabalhadores são influenciados pelo fato dele possuir, ou não, carteira assinada, ser empregador, trabalhar por conta própria, etc. Verifica-se, por exemplo, que os servidores públicos e militares (categoria base) recebem, em média, salários superiores àqueles que possuem carteira de trabalho assinada, por outro lado, os trabalhadores que participam como empregadores no mercado de trabalho recebem salários quase 50% superior aos da categoria base.

Ressalta-se que, o objetivo central desse trabalho não é a estimação da equação de salários em si, mas a possibilidade de obter, com base nela, informações que possibilitem inferir como, e em que medida, as características individuais e do mercado de trabalho têm impactado na queda de desigualdade verificada recentemente. Para atender a esse objetivo as próximas duas subsecções apresentam, respectivamente, os resultados da decomposição em nível e da decomposição da diferença.

5.2 Resultados da Decomposição em Nível

Essa subsecção apresenta os resultados da decomposição em nível para o estado do Ceará, buscando investigar os motivos que fazem com que a desigualdade de rendimentos entre os cearenses seja tão elevada. A Tabela 2 reporta os resultados da decomposição para os anos de 2001 e 2008.

Tabela 2: Contribuição das variáveis explicativas para o nível de desigualdade - Decomposição em Nível - Ceará 2001 e 2008

Variáveis Explicativas	2001		2008	
	S _i (lnY)	P _i (lnY)	S _i (lnY)	P _i (lnY)
Escolaridade (5-8 anos)	-0,015	-0,030	-0,833	-1,775
Escolaridade (9-12 anos)	7,030	14,492	3,708	7,904
Escolaridade (13 anos ou mais)	17,084	35,216	18,233	38,860
Experiência	-2,192	-4,518	-1,129	-2,407
Experiência ²	1,888	3,891	1,128	2,405
Permanência	-0,427	-0,880	0,192	0,408
Permanência ²	0,460	0,949	0,733	1,562
Mulher	0,653	1,346	0,879	1,873
Branco	0,905	1,865	0,838	1,786
Chefe de domicílio	0,197	0,406	0,191	0,407
Urbano	2,283	4,706	1,816	3,870
Metropolitano	5,393	11,117	4,560	9,719
Sindicato	0,516	1,063	0,331	0,706
Agrícola	8,601	17,729	6,394	13,628
Indústria	0,601	1,239	1,942	4,140
Comércio	-0,407	-0,838	-0,849	-1,810
Serviços	-1,264	-2,606	-1,221	-2,602
Com carteira	-1,544	-3,184	-1,665	-3,549
Sem carteira	2,344	4,832	3,201	6,823
Conta própria	4,505	9,286	6,187	13,187
Empregador	1,901	3,918	2,284	4,867
Resíduo	51,487	-	53,081	-
Total	100,000	100,000	100,000	100,000

Fonte: Elaborado pelo autor. Resultados obtidos no software Stata 11.

Como pode ser visto, a educação influencia negativamente na desigualdade de salários quando se considera o grupo dos indivíduos que possuem de 5 a 8 anos de estudo. Porém, para os outros dois subgrupos de escolaridade (9 a 12 anos de estudo e 13 anos ou mais) percebe-se que a existência de elevados índices de desigualdade de rendimentos no Ceará é explicada, em grande parte, por fatores educacionais. Considerando, por exemplo, apenas esse último grupo (13 anos de estudo ou mais), que é representado por pessoas que, supostamente, devem já ter cursado ou estar cursando algum curso de nível superior, verifica-se que mais de 30% da desigualdade pode ser atribuída às diferenças educacionais da população. Assim, fatores relacionados à educação cearense, por ser esta altamente concentrada, são responsáveis por explicar quase metade da desigualdade de rendimentos no Ceará, quando se analisa a contribuição conjunta dos três grupos de escolaridade.

Outra importante fonte de desigualdade apontada nos resultados acima diz respeito à segmentação no mercado de trabalho urbano e metropolitano, principalmente esse último, que foi responsável por explicar mais 11% da desigualdade em 2001, reduzindo sua participação

para aproximadamente 9% em 2008. Quanto aos setores da economia, observa-se uma participação do setor agrícola superior a 17% na desigualdade de 2001. No ano de 2008, a segmentação no mercado de trabalho agrícola foi responsável por explicar mais de 13% da desigualdade de rendimentos cearense.

Ainda quanto à segmentação, verifica-se que a diferenciação salarial com base no fato dos trabalhadores possuírem carteira assinada foi responsável pela desconcentração dos salários, uma vez que sua participação na desigualdade apresentou-se negativa. Por outro lado, o mercado no qual participam os trabalhadores por conta própria impactou consideravelmente na desigualdade de rendimentos entre os indivíduos, com uma participação de mais de 9% em 2001 e mais de 13,18% em 2008.

Quanto aos demais fatores, inclusive os relacionados à discriminação, verificou-se um menor impacto sobre a desigualdade salarial. É importante ressaltar que os fatores não observados (resíduos) também explicaram uma considerável parte da desigualdade de rendimentos do Ceará. Apesar da elevada participação residual, com as variáveis independentes utilizadas já é possível entender as recentes modificações no mercado de trabalho, bem como essas informações podem contribuir para as estratégias de política direcionadas para a redução da desigualdade salarial no Estado.

5.3 Resultados da Decomposição da Diferença

Como dito anteriormente, o objetivo do trabalho é analisar os determinantes da recente queda da desigualdade de rendimentos no estado do Ceará. De posse da informação de quais determinantes estão gerando, ou reproduzindo, a desigualdade de renda no mercado de trabalho cearense, nos anos de 2001 e 2008, é possível medir o impacto que tais determinantes desempenham na redução recente da desigualdade durante esse período. A técnica adotada nessa seção é a decomposição da diferença, já descrita na seção 4.1.2. Para aplicar a metodologia, foram selecionados três índices de desigualdade de renda que são tradicionalmente utilizados em trabalhos que tratam desse tema: Gini, Theil e Variância dos logaritmos. Destaca-se que os resultados obtidos são semelhantes, independente do índice que esteja sendo utilizado. Conforme a Tabela 3 pode-se concluir que algumas variáveis contribuíram para o aumento da desigualdade e outras para a sua redução, sendo este último o efeito predominante.

A educação foi o principal fator responsável pela queda da desigualdade de rendimentos verificada entre 2001 e 2008, isso se deve à perda de participação desta na explicação da desigualdade. Tal perda de participação se justifica pela expansão do sistema educacional

verificado na última década, o que reduziu a heterogeneidade dos trabalhadores, bem como pela queda nos retornos do capital humano. Considerando o coeficiente de Gini, por exemplo, percebe-se que a escolaridade dos indivíduos que possuem de 9 a 12 anos de estudo foi quem mais contribuiu para a redução da desigualdade. Por outro lado, quando se considera os indivíduos com mais de 13 anos de estudo, percebe-se que essa característica contribuiu relativamente pouco para a queda das disparidades salariais. Quando se considera as outras duas medidas de desigualdade visualiza-se um resultado levemente diferente com queda na participação dos dois primeiros grupos de escolaridade, enquanto os indivíduos com mais de 13 anos de estudo passam a influenciar mais significativamente para a redução da desigualdade.

Tabela 3: Contribuição das variáveis explicativas para a variação da desigualdade - Decomposição da Diferença - Ceará 2001 e 2008

Variáveis Explicativas	$\Pi_j(GINI)$	$\Pi_j(THEIL)$	$\Pi_j(\sigma^2(\ln Y))$
Escolaridade (5-8 anos)	7,993	3,922	3,164
Escolaridade (9-12 anos)	39,528	23,005	19,931
Escolaridade (13 anos ou mais)	5,851	11,562	12,625
Experiência	-12,585	-7,301	-6,318
Experiência ²	9,316	5,539	4,836
Permanência	-6,478	-3,401	-2,829
Permanência ²	-2,207	-0,851	-0,599
Mulher	-1,556	-0,433	-0,224
Branco	1,559	1,227	1,165
Chefe de domicílio	0,259	0,227	0,222
Urbano	6,854	4,530	4,098
Metropolitano	13,544	9,400	8,629
Sindicato	2,319	1,402	1,231
Agrícola	30,189	19,213	17,171
Indústria	-12,521	-5,849	-4,608
Comércio	3,924	1,722	1,313
Serviços	-1,691	-1,474	-1,434
Com carteira	-0,362	-0,963	-1,075
Sem carteira	-6,038	-1,776	-0,983
Conta própria	-11,950	-3,584	-2,027
Empregador	-1,847	0,058	0,413
Resíduo	35,896	43,823	45,298
Total	100,00	100,00	100,00

Fonte: Elaborado pelo autor. Resultados obtidos no software Stata 11.

Pode-se perceber que a discriminação, seja por gênero ou por raça, quase não contribuiu para a variação da desigualdade, não sendo, portanto, candidato a explicar os motivos pelos quais as disparidades de rendimento cearense vêm caindo consistentemente desde 2001. Quanto à segmentação nos mercados, percebe-se que o principal fator que fez com que a desigualdade

de rendimentos se reduzisse foram as recentes mudanças no mercado de trabalho agrícola, mostrando-se quase tão relevante para justificar essa queda quanto os fatores educacionais. Considerando o Gini, a contribuição desse fator foi superior a 30%.

Destaca-se que o mercado de trabalho no setor da indústria contribuiu para que a desigualdade se elevasse nesse período, o que indica que este mercado é concentrador de renda. Com relação à segmentação territorial do mercado de trabalho, observa-se que os mercados urbano e metropolitano vêm contribuindo para a redução dos diferenciais de salários. Por fim, deve-se ainda destacar que a segmentação por mercado de trabalho sem carteira assinada e também o fato de os indivíduos serem empregadores contribuíram para elevação da desigualdade de salários.

Podemos considerar, portanto, que a queda da desigualdade de rendimentos no estado do Ceará, pode ser atribuída tanto às modificações na distribuição de capital humano entre os indivíduos quanto, à redução nas imperfeições do mercado de trabalho relacionadas à segmentação. Assim, o mercado de trabalho cearense está tanto reproduzindo quanto gerando desigualdade.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Além de corresponder à aproximadamente 70% da renda total no Ceará, a renda do trabalho apresentou uma distribuição menos desigual ao final da década de 2000, seguindo a mesma tendência de queda que se verifica para a desigualdade de renda total. Considerando esses fatos, conjectura-se que as disparidades de renda no Ceará encontram-se estreitamente relacionada às condições do mercado de trabalho local. Tais considerações sugerem a necessidade de um estudo que identifique como e em que medida a desigualdade de rendimentos está sendo gerada (produzida) no mercado de trabalho ou se ela está apenas sendo reproduzida por este.

Nesse sentido, o presente trabalho oferece uma contribuição para a literatura que investiga a desigualdade de renda existente no Estado do Ceará, buscando um melhor entendimento da recente redução na concentração de renda no Estado e destacando a importância da dinâmica do mercado de trabalho nesse processo.

Com base nos resultados encontrados, verificou-se que a má distribuição da educação entre os cearenses se mostrou ser o principal fator responsável pelos elevados índices de desigualdade da renda salarial existente no Estado. No entanto, verifica-se que a participação da educação

na explicação da desigualdade do ano de 2008 sofreu uma redução se comparado a 2001, resultado, principalmente, da queda nos retornos da educação e de um maior acesso da população aos serviços educacionais.

Como consequência dessa perda de participação observou-se que maior parte da recente redução da concentração de renda entre esse dois anos pode ser atribuída a fatores relacionados à distribuição de capital humano. Portanto, a desigualdade salarial está, em parte, revelando que o Ceará ainda convive com uma considerável heterogeneidade dos trabalhadores em termos de produtividade e de capital humano, o que faz com que as diferenças educacionais entre os indivíduos se transformem em desigualdade de renda.

Por outro lado, as evidências encontradas indicam que também existem imperfeições no mercado de trabalho cearense, que fazem com que os trabalhadores igualmente produtivos estejam sendo remunerados de forma diferenciada. A segmentação no mercado de trabalho agrícola, por exemplo, se mostrou ser a principal fonte de produção de desigualdades. Porém, assim como os resultados encontrados para a educação, tal imperfeição de mercado vem perdendo participação na determinação do nível de concentração de renda, o que fez com que este fator tenha contribuído para a redução da desigualdade salarial cearense.

Tais informações permitem que se estabeleçam critérios para adoção de ações públicas mais efetivas e menos dispendiosas para o Estado, que visem melhorar o desempenho e a eficiência do mercado de trabalho e, conseqüentemente, elevar o bem-estar da população. No caso da desigualdade revelada (ou reproduzida) pelo mercado, com o diferencial de salários explicado pela heterogeneidade dos trabalhadores, sugere-se que se dê prioridade à ampliação das oportunidades de acesso à educação formal e formação profissional para se garantir uma melhora na produtividade dos trabalhadores, de forma que os ganhos de renda sejam distribuídos de forma mais homogênea entre os indivíduos.

Por outro lado, as imperfeições do mercado (segmentação ou discriminação), podem surgir em função da própria estrutura da economia cearense. Ações que busquem uma diversificação produtiva acompanhada de uma maior complementaridade entre os diversos setores da economia podem minimizar os efeitos das imperfeições do mercado de trabalho sobre a desigualdade salarial. Esses resultados evidenciam que o combate às desigualdades socioeconômicas no Ceará requer necessariamente uma ampliação e melhoria do sistema educacional vigente, bem como, deve-se incentivar o bom funcionamento do mercado trabalho de forma que este consiga, de forma eficiente, reduzir suas imperfeições e, conseqüentemente, a desigualdade por ele gerada.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARRO, R. J.. Inequality and Growth in a panel Counties. *Journal of Economic Growth*, n.5 5-32, march, 2000.

BARROS, R.; MIRELA, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Determinantes Imediatos da Queda da Desigualdade Brasileira. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (orgs). *Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise da Queda Recente*. Rio de Janeiro: IPEA. 2007a.

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. Discriminação e Segmentação no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Renda no Brasil. *Texto para Discussão 1.288*. Rio de Janeiro: IPEA, jul., 2007b.

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., 2007c.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. *Texto para Discussão 377*. Brasília: IPEA, 1995.

BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v.15, n. 42, 2000a.

BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Education and equitable economic development. *Economia*, v. 1, n. 1, jan. 2000b.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo (Org), *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, cap.3 p.81-107, 2000c.

BARTALOTTI, O.; LEME, M. C. S. Discriminação salarial por cor e gênero revisitada: uma abordagem de decomposição contrafactual utilizando regressões quantílicas. mimeo, 2007. Disponível em: <<http://www.eesp.fgv.br/pessoas/alunos/mestrado-doutorado/A/1/36/>>.

CHAKRAVARTY, S.R., MULIERE, P. Welfare Indicators: A Review and New Perspectives. 1. Measurement of Inequality. *International Journal of Statistics* v. 61, n. 3 P. 457-497, 2003.

- FERREIRA, S.; VELOSO, F. A. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, p. 481-513, 2003.
- FIELDS, G. S. Accounting for income inequality and its changes: A new method with application to the distribution of earnings in the United States, *Research in Labour Economics*, vol. 22, p. 1-38, 2003.
- HOFFMAN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica*, v. 8, n. 1, 2006.
- _____. Queda da desigualdade da distribuição de renda no Brasil, de 1995 a 2005, e delimitação dos relativamente ricos em 2005. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE) – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. Nota Técnica, ago. 2006.
- LAM, D.; SCHOENI, D. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. *Journal of Political Economy*. v. 101, n. 4, 1994.
- LANGONI, C. Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil. 3ª ed. Rio de Janeiro: FGV, 2005.
- _____. Distribuição de renda e desenvolvimento sócio-econômico no Brasil. *Expressão e Cultura*, 1973.
- MARTINS, P. S.; PEREIRA, P. T. Does education reduce wage inequality? Quantile regressions evidence from 16 countries. *Labour Economics*, v.11 n.3, p. 355-371, 2004.
- LISBOA, M. B.; MENEZES-FILHO, N. A. (Org.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa/ FGV, p. 13-50, 2001.
- MIRO, V. H., BARRETO, F.A.D.. A desigualdade de renda no Ceará na década de 2000: uma decomposição por fatores componentes da renda. No prelo 2011.
- PESSOA, S. Existe um problema de desigualdade regional no Brasil? In: *Anais do Encontro Nacional de Economia*, Salvador. ANPEC, 2001.

PESSOA, S.; CAVALCANTI, P.;SCHYMURA, L. G. Por que o Brasil não precisa de política industrial? EPGE/FGV. Ensaios Econômicos 644, Rio de Janeiro, 2007.

RAMOS, L. Desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil no período pós-real. IPEA, Nota Técnica, Rio de Janeiro, 2006.

RAMOS, L. & Reis, M. C. A escolaridade dos pais e os retornos à educação no mercado de trabalho. IPEA, Nota Técnica, Rio de Janeiro, 2008.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Determinantes da Desigualdade de Rendimentos no Brasil nos Anos Noventa: Discriminação, Segmentação e Heterogeneidade dos Trabalhadores. IPEA, 2001. Texto para Discussão n. 803.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L.. Determinantes da desigualdade de renda no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES, RICARDO (ORG), Desigualdade e pobreza no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, cap.6 p.159-176, 2000.

SACHIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. Discriminação Salarial e Local de Moradia: um estudo para o Distrito Federal. In: XXXII Encontro Nacional de Economia ANPEC, João Pessoa, 2004.

SALVATO, M., Duarte, A., & Cavalcanti, P. Disparidades regionais ou educacionais? Um exercício com contrafactuais. Mimeografado, 2007.

SATTINGER, M. Assignment models of the distribution of earnings. *Journal of Economic Literature*, v. XXXI, p. 831-880, June. 1993.

SHORROCKS, A. F. Inequality Decomposition by Factor Components, *Econometrica*, v. 50, n.1, p. 193-211, 1982.

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.

SOARES, S. Análise de Bem-Estar e Decomposição por Fatores da Queda na da Desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, Rio de Janeiro, v.8, n. 1, p. 83-115, 2006.

ULYSSEA, G. Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente. Brasília: IPEA, 2006d, v.2.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge, MA, 2002.

VELLOSO, J. *Human capital and market segmentation: an analysis of the distribution of earnings in Brazil*. Stanford, CA: Stanford University, 1975. Unpublished Ph.D. dissertation.

VERAS, F.; SOARES, S.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. Programas de transferências de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, v.2, 2006.

AVALIAÇÃO DO PROGRAMA RONDA DO QUARTEIRÃO NA RMF DO ESTADO DO CEARÁ

Daniel Cirilo Suliano¹

Jimmy Lima de Oliveira²

Alexsandre Lira Cavalcante³

Odorico de Moraes Eloy da Costa⁴

RESUMO:

Neste trabalho, investigamos se o aumento do efetivo policial tende a inibir crimes contra o patrimônio e crimes contra a propriedade em termos de taxas de roubos e taxa de furtos em uma área de grande concentração urbana no Estado do Ceará. A hipótese básica é de que uma maior quantidade de policiais tende a inibir a ação de potenciais criminosos na medida em que reduz os benefícios e aumenta os custos da atividade criminal, segundo a ótica da teoria econômica de escolha racional baseada no modelo de comportamento criminal de Becker (1968). Os resultados corroboram o chamado efeito *deterrence* ao ratificar que o aumento do patrulhamento nas ruas altera os incentivos dos criminosos. Evidências de inércia criminal são também encontradas. De certo modo, pode-se fazer alusão ao dito de que o crime não compensa, pelo menos quando há a presença da força policial.

Palavras-Chave: Criminalidade, Efetivo Policial, Fortaleza.

¹ Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Doutorando em Economia (CAEN/UFC).

Endereço: Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N, 2º andar, Edifício SEPLAG.
Cambeba/Fortaleza/Ceará. CEP: 60.839-900. Fone: (85) 3101-3503/Fax: (85) 3101-3519.
E-mail: daniel.suliano@ipece.ce.gov.br

² Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Doutor (CAEN/UFC).
Doutor em Economia (CAEN/UFC).

Endereço: Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N, 2º andar, Edifício SEPLAG.
Cambeba/Fortaleza/Ceará. CEP: 60.839-900.
Fone: (85) 3101-3503/Fax: (85) 3101-3519. E-mail: jimmy.oliveira@ipece.ce.gov.br

³ Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Mestre em Economia (CAEN/UFC).

Endereço: Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N, 2º andar, Edifício SEPLAG.
Cambeba/Fortaleza/Ceará. CEP: 60.822-325.
Fone: (85) 3101-3503/Fax: (85) 3101-3500. E-mail: alexsandre.lira@ipece.ce.gov.br

⁴ Estatístico do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Doutor em Economia (IE/UFRJ).

Endereço: Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N, 2º andar, Edifício SEPLAG.
Cambeba/Fortaleza/Ceará. CEP: 60.822-325.
Fone: (85) 3101-3509/Fax: (85) 3101-3500. E-mail: odorico.elay@ipece.ce.gov.br

ABSTRACT:

In this study, we investigated whether the increase of the police tends to inhibit crimes against property and against the property in terms of rates and rate of burglaries and thefts in an area of large urban concentrations. The basic hypothesis is that a greater number of police officers tends to inhibit the action of potential criminals in that it reduces the benefits and increases the costs of criminal activity, from the viewpoint of economic theory of rational choice. The results confirm the deterrence effect ratify the increase patrols on the streets changes the incentives of criminals. In a sense, one can allude that adage that crime does not pay, so if there is the presence of the police force.

Keywords: Crime, Police Effective, Fortaleza.

Jel Classification: C21; K42; O21.

1. INTRODUÇÃO

A violência nas áreas urbanas das grandes cidades metropolitanas dos países de renda média tornou-se algo comum na vida diária dos seus cidadãos. De fato, dados da Organização Mundial da Saúde para a América Latina em outubro de 2008 registraram que $\frac{1}{4}$ de todas as mortes por violência no mundo ocorrem neste continente, embora sua população represente apenas 10% de toda a população mundial. Os dados tornam-se mais alarmantes tendo em vista que as maiores forças econômicas da região, como Brasil e México, não estão em guerra civil além de não enfrentarem conflitos armados dentro de seu território.

Outra questão pertinente é que apesar de as grandes metrópoles da América Latina apresentarem características semelhantes em termos de urbanização e grau de atividade econômica as das grandes cidades dos países desenvolvidos, é fato que sua formação econômica e, por conseguinte, a composição de seu tecido social é bem peculiar.

Todavia, a exacerbação da violência não é apenas um fenômeno típico dos países e regiões menos abonadas. Lobo e Carrera-Fernandez (2003) destacam que os índices de furtos de algumas das principais metrópoles americanas estão bem acima de cidades como São Paulo e Salvador não sendo, portanto, um malefício que assola apenas as economias menos desenvolvidas. Com efeito, o crescimento exacerbado da criminalidade vem instigando gestores e pesquisadores não somente de diversas áreas do Brasil, mas também de outros países a tentar redesenhar e propor políticas públicas de combate e prevenção ao crime.

Dentro de um arcabouço econômico, o trabalho de Becker (1968) é que inicia a discussão teórica alicerçada nas decisões de comportamento racional do criminoso. Basicamente, o autor postula que o ato criminoso é visto como uma atividade econômica, mesmo que ilegal. Existe uma razão para isso. Conforme ressaltado por Frank (2009), o princípio do custo-benefício seria a mola mestra de todas as idéias econômicas. Assim, um indivíduo racional realiza uma ação se, e somente se, o benefício que se obtiver com sua realização for maior que o custo de realizá-la. Assim, segundo Becker, a prática de crimes estaria podada nestas mesmas questões. Logo, o criminoso pondera sua tomada de decisão ao ato ilícito com base neste princípio econômico e não porque suas motivações são diferentes das de outros indivíduos da sociedade.

Neste mesmo contexto, Ehrlich (1973) abordou a desigualdade como um fator também determinante para a criminalidade. Para Ehrlich uma maior desigualdade pode vir a criar um mecanismo maior de instabilidade social. Neste sentido, o convívio de indivíduos com menores custos de oportunidade, indivíduos estes com menores perspectivas de ascensão social, com outros indivíduos com uma situação econômica mais favorável pode acabar transformando estes últimos em potenciais vítimas já que os primeiros teriam incentivos de participarem de atividades criminosas.

Além disso, existem evidências de que uma elevada desigualdade reduz os custos morais de delinquência de indivíduos menos favorecidos além de que taxas de criminalidade impactam de forma negativa no crescimento econômico [Fajnzylber, Lederman e Loayza (1998)]. Resende (2007) mostra também que uma maior desigualdade determina crimes contra a propriedade, mas não é determinante para crimes contra a vida.

É fato também que a criminalidade tem sido vista como um fenômeno de curto prazo onde a forma mais eficaz de combatê-la passa pelo método da repressão ou inibição do potencial causador dela. De fato, para se combater esse tipo de atividade colocar policiais nas ruas tem sido um dos paliativos mais eficientes já que medidas nesta envergadura elevam os custos dos criminosos implicando em uma menor oferta de criminalidade [Di Tella e Shargrotsky (2004)]. O problema é que em situações desse tipo, se pensarmos em termos de políticas públicas para se combater a atividade criminal, teremos o seguinte problema: a redução da violência em determinadas localidades se dá em decorrência da maior repressão policial ou aumento do efetivo policial nessas localidades ocorre pelo fato de elas serem as mais afetadas pela criminalidade?

Se for esse o caso, existe uma dificuldade estatística na tentativa de avaliar o *impacto* do aumento do número de policiais sobre o crime. Com efeito, em situações desse tipo o *efetivo policial* passa a ser ele mesmo função das taxas de crimes já que as localidades onde a criminalidade está mais alastrada a tendência é de recebimento de maior efetivo policial. Na hipótese de se projetar um experimento controlado⁵ é possível anular o canal em que essa causalidade biunívoca ocorre podendo-se, por conseguinte, determinar se em lugares onde há maior vigilância policial haverá realmente redução da criminalidade.

No Brasil, apesar de recente, já existem diversos estudos sobre as causas da criminalidade. Fajnzylber e Araújo Jr. (2001) e Santos e Kassouf (2008b), por exemplo, oferecem uma compilação das principais pesquisas até aqui realizadas tanto no âmbito nacional como em nível regional.

Neste trabalho, apresenta-se um enfoque regional na medida em que se analisa o impacto do aumento do efetivo policial a partir da implantação do **Programa** “Ronda do Quarteirão” na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF), capital do Estado do Ceará, considerada hoje uma das principais cidades do país em peso econômico e demográfico. Para tanto, dividiu-se este trabalho em mais quatro seções além desta introdução. Na seção seguinte é feito um aparato teórico do modelo econômico do crime alinhado a algumas pesquisas já realizadas. A seção 3 é dividida em duas subseções: na primeira comenta-se sobre as bases de dados utilizadas fazendo-se também um preâmbulo geral sobre a problemática da criminalidade na RMF. Na subseção posterior descreve-se como se deu a medição do maior efetivo policial através da implantação do novo Programa de policiamento ostensivo na referida área. A seção seguinte dedica-se a descrever o modelo empírico e suas estimações. Por fim, é feita as considerações finais do estudo.

2. MODELO E REFERENCIAL TEÓRICO

A teoria econômica do crime parte do pressuposto que o comportamento de um potencial criminoso fundamenta-se nos benefícios monetários que se atribuem a um delito qualquer comparado aos custos para sua realização. Essa concepção foi proposta em um artigo seminal por Gary Becker (prêmio Nobel) em 1968 e posteriormente por Ehrlich (1973).

Segundo essa abordagem, embasada na sua essência na teoria econômica de escolha racional, credencia-se o crime como uma atividade econômica qualquer, mesmo que ilegal. Assim,

⁵ O uso de variáveis instrumentais é uma técnica econométrica que também elimina o problema de causalidade simultânea.

fazer parte ou não de um mercado como esse dependerá da utilidade esperada (benefícios) assim como os custos associados a ela. Dentro desse argumento, alguns agentes econômicos se adentram em tal atividade, especialmente as que envolvem crimes contra a propriedade e o patrimônio, não porque apresentam diferenças biológicas, psicológicas ou psiquiátricas das outras pessoas, mas sim porque se diferenciam em termos de custos e benefícios. Assim, agindo de maneira racional o indivíduo comete algum ato ilícito caso a utilidade esperada resultante desta atividade exceda a utilidade quando se emprega o tempo em outras atividades legais.

No caso do custo, há um desmembramento em quatro deles, a saber:

- 1) Muitas vezes, o planejamento e a execução de um crime envolvem custos de materiais e de equipamentos como, por exemplo, transportes, local, disfarces, etc.;
- 2) Custo de oportunidade, isto é, o custo associado por não se estar em uma atividade legal;
- 3) Custos esperados de detenção e provável condenação;
- 4) Além disto, existe o custo moral por se transgredir ou infligir alguma lei.

De uma forma geral, a utilidade (valor esperado) de um ato ilícito qualquer por um indivíduo j pode ser representado da seguinte forma:

$$U(Y_j - c_j - m_j) \times (1 - p_j) - U(cp_j) \times (p_j) > U(w_j) \quad (01)$$

onde:

Y_j – a renda monetária derivada da atividade criminal;

c_j – são os custos explícitos de planejamento;

m_j – custo moral da atividade ilegal;

p_j – probabilidade de captura;

cp_j – é o custo da condenação (castigo) em termos monetários;

w_j – é o custo de oportunidade derivado de atividades legais que o criminoso poderia estar inserido.

Portanto, a atividade criminosa resulta de uma relação custo-benefício na qual o criminoso pondera sua tomada de decisão com base neste princípio econômico e não porque suas motivações são diferentes das de outros indivíduos da sociedade. Boa parte da literatura econômica se valeu desta abordagem teórica para a construção de modelos empíricos e determinação das causas da criminalidade⁶.

⁶ É bom lembrar, todavia, conforme abordaram Cerqueira e Lobão (2003a) que, dentro da criminologia, antes do desenvolvimento da ótica criminal segundo a concepção econômica diversas outras abordagens tentaram elucidar e teorizar as causas e motivações da criminalidade, como, por exemplo: teorias que procuram explicar o

Um dos grandes avanços do modelo de comportamento criminal de Becker incrementado por Ehrlich foi o efeito de variáveis que medem algum tipo de desigualdade além de fatores associados à renda. Assim, a produção criminal poderia captar efeitos de “insalubridade social” partindo do pressuposto que uma das motivações que levam um indivíduo a cometer uma infração de caráter criminoso estaria intrinsecamente relacionada às características conjunturais e estruturais de seu ambiente cultural.

De fato, Mendonça, Loureiro e Sachsida (2003a) lançam mão de um mecanismo conhecido como consumo referencial imposto pelos padrões da sociedade. De acordo com essa concepção, os agentes da economia possuiriam uma espécie de *target consumption* de modo que o convívio de grupos de pessoas com riquezas heterogêneas ocasionaria um padrão de insatisfação aos menos favorecidos. Com efeito, um maior grau de polarização da renda entre diferentes grupos tendo como resultante a prosperidade de uns bem como a privação relativa de outros pode desencadear um aumento das taxas de criminalidade. Além disso, as motivações criminais podem também estarem associadas a fatores puramente econômicos. Mendonça, Loureiro e Sachsida (2003b), por exemplo, encontram evidências de que questões de cunho econômico são os principais fatores que impulsionam a prática do crime não-violento.

Outros trabalhos como o de Cerqueira e Lobão (2003b) mostram que, a menos que não sejam superados os grandes problemas sócio-econômicos que assolam as grandes metrópoles brasileiras, e em particular aqueles relacionados à desigualdade de renda e densidade populacional, mecanismos estes que criam um amplo ambiente fértil para desajustes sociais, será difícil solucionar a questão da criminalidade nestes locais.

Semelhantemente a Cerqueira e Lobão (2003b), Lemos, Santos Filho e Jorge (2005) analisam o modelo de comportamento criminal dentro da ótica do ambiente urbano brasileiro. Conforme esperado, este modelo explica mais de 90% dos crimes contra o patrimônio tendo como principais variáveis responsáveis à concentração de renda, as características da infraestrutura existente nos bairros, a baixa densidade demográfica e a menor participação dos jovens no total da população. No caso destes dois últimos, os resultados não são como esperados pelo modelo de comportamento criminal.

Abordagem diferente, mas seguindo essa mesma estrutura, Oliveira (2005) investiga as causas da criminalidade nas cidades brasileiras com relação ao tamanho delas. Dentro deste enfoque,

crime em termos de patologia individual; teorias onde consideram o crime como resultado de um sistema social deficiente e da desorganização social na sociedade moderna e teorias que argumentam o crime ser função decorrente de fatores circunstanciais ou de oportunidades.

fatores como características locais, histórico do indivíduo, tamanho das cidades bem como os papéis da desigualdade de renda e da pobreza são cruciais e relevantes na explicação da criminalidade. Um resultado também importante neste trabalho é que, a menos que o crescimento econômico implique aumento de renda dos mais pobres, seus efeitos implicam em redução da criminalidade.

Outra questão pertinente deste mesmo trabalho, balizado pelo modelo de Glaeser e Sacerdote (1999), são os fatores associados à estrutura familiar e a qualidade do ensino no Brasil. Em geral, famílias que são formadas por apenas um genitor, definidas tradicionalmente na literatura como lares uniparentais, mostraram-se ter efeitos significativos na medida em que impactam, por hipótese, na formação dos valores morais dos indivíduos afetando os custos morais de se cometer um crime.

Deve-se também ressaltar que o surgimento e aperfeiçoamento das bases de dados têm permitido que outros trabalhos na literatura nacional abordem diferentes óticas da dinâmica criminal. Santos (2009), por exemplo, encontra evidências que, aproximadamente, metade da criminalidade de um período se transfere para o próximo tal que as taxas de crimes letais no Brasil são alimentadas período após período sugerindo, por assim dizer, em um “efeito inércia” da criminalidade nos estados brasileiros. Os resultados deste trabalho também sugerem que a baixa probabilidade de insucesso no crime (baixa probabilidade de denúncia, prisão, julgamento, condenação e efetiva punição) estabelece um incentivo maior ao ato ilícito na medida em que eleva a utilidade esperada do delinqüente além de produzir uma maior especialização da atividade criminal ao longo do tempo via aumento de sua produtividade no meio ilegal.

Um problema empírico que vem sendo também abordado é a questão do sub-registro em crimes contra a propriedade. Com efeito, existem evidências que as vítimas de crimes agem de maneira racional ao tomar a decisão de registrar ou não eventos que podem ser interpretados como “caso de polícia”. Santos e Kassouf (2008a) mostram que a confiança na eficiência da justiça pode interferir na decisão da vítima quanto ao registro criminal de modo que as pessoas que tem a percepção de ser a justiça culpada pela criminalidade, na medida em que ela se torna menos eficiente, acabam sendo menos propensas a registrarem uma vitimização as autoridades competentes.

Dentro deste arcabouço teórico e empírico, é fato observar que a criminalidade é um problema multifacetado que precisa ser combatido por diversas frentes. Felizmente, conforme já

exposto acima, diversos diagnósticos foram dados precisando apenas, em muitas das situações, apenas operacionalizar algumas medidas preventivas.

3. BASE E DESCRIÇÃO DOS DADOS

3.1 Variáveis e Base de Dados

A grande parte, mas não todos os estudos empíricos sobre criminalidade no Brasil vêm utilizando a taxa de homicídios como medida *proxy* para a criminalidade⁷. Conforme ressaltado por Santos e Kassouf (2007), (2008b) isso se deve a basicamente a dois fatores. Em primeiro lugar, os dados divulgados pelo Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), do Ministério da Saúde, eram apenas para taxa de homicídios excluindo, portanto, as diversas outras categorias de crime. Além disto, acredita-se que os determinantes da criminalidade possam ser bem representados pela tendência de homicídios por envolver uma menor taxa de sub-registros.

Neste trabalho, outra medida de mensuração é proposta devido a algumas de suas particularidades. Nossa hipótese básica é que um maior efetivo policial tende a reduzir o número de crimes decorrente do efeito *deterrence* (repressão judicial) na medida em que altera os incentivos dos criminosos [Levitt (1997), (1998)].

Assim, como indicador de interesse será usado um tipo específico de crime contra o patrimônio: taxa de roubos e taxa de furtos por mil habitantes. Conforme argumentado por Kelly (2000) tais tipos de crime apresentam uma relação direta com o modelo econômico do crime por serem motivados por questões puramente econômicas. De fato, roubos e furtos, crimes estes que estão inseridos na categoria de crimes contra a pessoa e contra o patrimônio, apresentam motivações distintas de homicídios embora os primeiros sejam muitas vezes seguidos deste último.

Para medir o *efetivo policial*, foi usado como indicador a implantação do Programa “Ronda do Quarteirão” do Governo do Estado do Ceará. Considerando o tipo de crime ao qual o efetivo policial implantado estará apto a combater, espera-se uma relação negativa com esta variável e a taxa de crimes. Além disto, diferentemente de Levitt (1997), espera-se que este impacto seja em crimes contra o patrimônio, e não em crimes violentos, devido ao tipo de policiamento que se estar sendo analisado.

⁷ Pereira e Fernandez-Carrera (2000) utilizam os crimes de furto e roubo de veículos.

Além da variável que mede diretamente o impacto do Programa, os fatores determinantes da criminalidade são diversos, conforme visto acima. Nesse sentido, com o intuito de dá maior robustez ao modelo econômico do crime e evitar eventuais problemas econométricos que surgem na passagem do modelo teórico para o modelo empírico foram incluídas outras variáveis explanatórias que também afetam diretamente nosso *indicador de interesse*.

Para as variáveis de cunho sócio-econômicas, os dados foram extraídos da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PDS) da Região Metropolitana de Fortaleza do Instituto de Desenvolvimento do Trabalho (SINE/IDT) do Estado do Ceará. Considerando o referencial teórico descrito na seção anterior, foram então elencados alguns regressores (controles) adicionais na estimação do modelo. Destes regressores, dois deles estão estreitamente relacionados: renda familiar *per capita* e desemprego. De fato, estas duas variáveis dependem de maneira simbiótica do ambiente econômico no período de análise. Por exemplo, em períodos de recessão as empresas mostram-se receosas em fazerem investimentos assim como fazerem mais contratações de modo que a taxa de desemprego tende a aumentar e a renda cair. Por outro lado, em época de *boom* econômico os empresários mostram-se mais otimistas em fazerem contratações reduzindo, por conseguinte, a taxa de desemprego e gerando um efeito multiplicador na renda da economia. Neste sentido, observa-se que, apesar de seguirem trajetórias semelhantes, as duas variáveis apresentam direções opostas.

Além disso, os modelos tanto teóricos como empíricos de comportamento criminal sugerem que ambas apresentam um efeito ambíguo sobre o mercado ilegal do crime quando confrontadas com os ganhos das atividades legais. Com efeito, ambas as variáveis podem estar associadas aos ganhos ou retornos decorrentes da atividade criminal devido ao maior número de vítimas potenciais e economicamente atrativas assim como também podem estar relacionadas ao seu custo de oportunidade (custo decorrente de se estar inserido em uma atividade ilegal).

Semelhantemente ao caso anterior, os anos de estudos ou a escolaridade média de uma determinada região é um efeito que pode ser determinado somente de um ponto de vista empírico. Em princípio, espera-se que um maior nível de escolaridade aumente o custo moral de adentrar em atividades ilegais, além de que pode vir a representar melhores oportunidades nas atividades legais decorrentes dos maiores retornos salariais resultantes nos níveis mais elevados de educação, principalmente no Brasil, onde as taxas de retornos educacionais são ainda mais elevadas [Psacharopoulos e Patrinos (2002)]. De outra parte, um maior nível de capital humano pode representar menores custos em termos de planejamento e execução de um crime levando, portanto, a um efeito contrário ao anterior. Todavia, espera-se que o

resultado líquido decorrente de um maior grau de instrução na atividade legal se sobreponha aos efeitos dos benefícios potenciais na atividade ilegal, conforme ocorre na maior parte das regiões e países desenvolvidos onde o conhecimento é uma condição *sine qua nom* para acumulação de capital e crescimento econômico [Romer (1986) e Lucas (1988)].

Nos moldes dos modelos teóricos de origem econômica avaliados acima observou-se também o papel central que a desigualdade de renda exerce na criminalidade. Nesses termos, o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) criado pela ONU para medir a qualidade de vida pode vir a ser uma boa métrica para esse propósito.

Além desses fatores, uma medida também que vem sendo comumente usada para medir o grau de desorganização social de um sistema é o percentual de lares uniparentais. De acordo com alguns autores, um maior nível de instabilidade familiar pode significar uma maior predisposição ao crime [ver, por exemplo, Fajnzylber e Araújo Jr (2001)]. Por esse argumento, os custos morais dos potencialmente criminosos são reduzidos por haver menores vínculos pessoais desencadeando, assim, uma maior atividade criminal.

Outra medida que mensura bem a dinâmica urbana é dada pela relação entre o número de habitantes de uma área e sua extensão definida geralmente como densidade populacional. Com efeito, a maior concentração populacional em grandes centros urbanos pode gerar maiores dificuldades em termos de controle social em virtude da maior preservação do anonimato por parte de potenciais criminosos [Cano e Santos (2000)]. Ademais, a própria interação social pode acabar gerando ganhos de “produtividade” na atividade ilegal na medida em que a troca de informações entre criminosos reduz os custos de planejamento e execução do crime. Ainda reforçando esse argumento, na hipótese de haver indivíduos com baixos custos de oportunidade nas grandes áreas de densidade populacional, pode-se deduzir que as mesmas serão ainda mais propícias para se ofertar atividade criminal.

Além desses fatores, a maior parte da literatura especializada em criminologia vem demonstrando que a oferta criminal apresenta assimetrias em termos de idade e gênero tendo os *jovens do sexo masculino* como o grupo de *maior potencial ofertante* da atividade. Nesse sentido, um maior percentual de jovens, que não exercem nenhuma atividade legal como trabalho e estudo, apresentariam uma maior probabilidade em adentrar em atividades ilegais. De forma resumida, a tabela 1 abaixo apresenta uma síntese das variáveis que irão compor o modelo empírico de comportamento criminal.

Tabela 1 - Controles para a Criminalidade

Variáveis	Proxy	Notação	Sinal Esperado
Renda (Retorno) Esperada Derivada da Atividade Criminal/Custo Moral, Custo da Condenação e Punição (Castigo), Custo de Oportunidade (Aprisionamento).	Renda Média Familiar <i>per capita</i> , Taxa de Desemprego	<i>rjpc, desemp</i>	Positivo, Negativo/Negativo, Positivo
Custo Moral, Custo de Oportunidade/Custos Explícitos de Planejamento.	Percentual de Pessoas com pelo menos o Ensino Fundamental Completo	<i>educ</i>	Negativo/Positivo
Retornos Esperados, Instabilidade Social	Grau de Desigualdade (IDH)	<i>idh</i>	Positivo
Custo Moral, Custo de Oportunidade, Grau de Desorganização Social	Percentual de Lares Uniparentais (Percentual de Famílias Chefiadas por Mulheres)	<i>chefem</i>	Positivo
Custos Explícitos de Planejamento e Execução	Densidade Demográfica	<i>dens</i>	Positivo
Oferta de Atividade Criminal	Percentual de Jovens entre 15 e 24 Anos que Não Trabalham e Não Estudam	<i>jovemrisco</i>	Positivo
Probabilidade de Captura, Custo da Condenação e Punição (Castigo) em Termos Monetários	Tratamento, Efetivo Policial	<i>tratamento, pm</i>	Negativo

Fonte: Elaboração Própria.

3.2 DESCRIÇÃO DO PROJETO

De acordo com os dados do Censo de 2000 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) foram registrados na cidade de Fortaleza 114 bairros. Em 2003, por lei municipal, foi instituído o bairro Planalto Airton Senna. Todavia, as bases utilizadas no presente trabalho ainda não consideraram o neófito bairro como unidade desagregada de modo que as entidades observacionais aqui utilizadas foram ainda as 114 recenseadas com base neste último censo.

Na catalogação e construção da variável explicativa com dados disponíveis pela Secretaria de Segurança Pública e Defesa Social (SSPS) e pela Coordenadoria Integrada de Operações de Segurança (CIOPS) do Estado do Ceará 13 bairros não apresentaram registros durante o período de análise. Restaram-se, então, 101 bairros. Nesta mesma base, quatro bairros aparecem agregados dois a dois reduzindo mais uma vez as unidades observadas a 99 bairros.

Nas variáveis de cunho sócio-econômico, os dados da PDS registraram 95 bairros. Quando confrontados com as taxas que deram origem a variável dependente, 86 bairros apresentaram dados simultâneos em ambas as bases.

No que tange aos grupos de tratamento (bairros que receberam aumento de efetivo policial) e controle (bairros que não receberam aumento de efetivo policial) a divisão foi dada de acordo com a entrada dos bairros no Programa “Ronda do Quarteirão” implantado pelo Governo do Estado do Ceará. Inicialmente, quatro bairros entraram no Programa piloto datado em 27 de novembro de 2009. Em 21 e 22 de dezembro de 2009 o Programa foi estendido para outros bairros. No cruzamento das bases de dados, 62 bairros apareceram como tratados, ou seja,

estes bairros receberam de imediato o Programa em um destes três dias. Os outros 24 bairros receberam o Programa apenas em 6 de junho de 2008 e, portanto, foram considerados como grupo de controle.

Nesse sentido, foram acumuladas as taxas de roubos e as taxa de furtos do período de janeiro a maio de 2007 (antes da entrada no Programa), e do período de janeiro a maio de 2008 (pós-entrada no Programa). Dessa forma, enquanto nos cinco primeiros meses do ano de 2007 ambos os grupos ainda não estavam sofrendo a influência do Programa, no mesmo período de 2008 apenas o grupo de tratamento já sofria a ação do Programa. A compatibilidade desses períodos no que concerne aos indicadores tem por finalidade evitar qualquer tipo de “inércia criminal” bem como qualquer sazonalidade que porventura possa influenciar o mercado informal do crime (por exemplo, em algumas épocas do ano uma maior ou menor atividade econômica pode incentivar a entrada ou saída de criminosos na indústria do crime de forma que seria interessante comparar estatísticas criminais do mesmo período com base em diferenças apenas na entrada das entidades que entraram ou não no Programa). A figura 1 a seguir apresenta de maneira mais detalhada o organograma para a construção da variável que capta o indicador de interesse a partir da implantação do Programa.

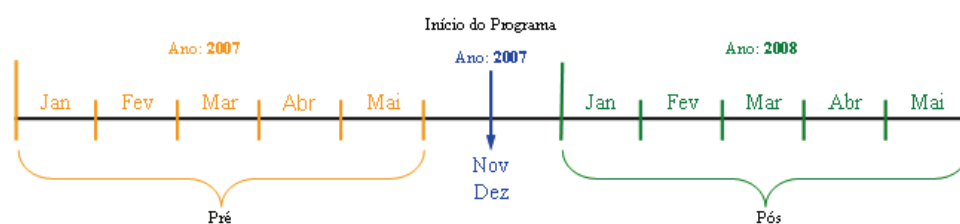


Figura 1: Cronograma de Implantação do Programa “Ronda do Quarteirão” na RMF do Estado do Ceará.

5. MODELO EMPÍRICO

A disponibilidade dos dados em forma de dois períodos permitiu como um primeiro exercício à estimação do modelo em forma de painel por efeitos fixos podendo-se assim controlar variáveis omitidas que variam entre as unidades observacionais, mas não ao longo do tempo. Com efeito, a análise de dois períodos permite uma comparação do tipo “antes e depois” quando estamos considerando variações na variável dependente e mantendo constantes os fatores não observados que diferem de um bairro para outro, mas não variam ao longo do tempo dentro do bairro.

Nesses termos, considere ϕ_i como sendo uma variável determinante da taxa de roubos e/ou da taxa de furtos de uma entidade (bairro) i qualquer que não varia ao longo do tempo (daí a

supressão do subscrito t). Por exemplo, ϕ_i pode ser considerado como o mercado de drogas ilícitas que afeta a criminalidade local e se altera apenas lentamente, mas pode ser considerado constante no intervalo de 1 ano (2007-2008). Tendo em conta um vetor de variáveis explicativas construído a partir da tabela 1, e em particular a variável que determina o *efetivo policial* antes da implantação do **Programa** e depois da implantação do **Programa**, podemos escrever o modelo de regressão linear como:

$$Y_{it} = \alpha + \beta'Z_{it} + \phi_i + \varphi_{it} \quad (02)$$

onde Y representa as taxas de roubos e as taxas de furtos, Z é um conjunto de variáveis explicativas das entidades, ϕ_i é uma variável que não varia ao longo do tempo, mas varia entre as entidades e φ_{it} é um termo de erro representando os outros fatores que determinam a variável dependente variando no tempo e no espaço. Assim, a influência de ϕ_i pode ser eliminada pela *variação no indicador de interesse* entre os dois períodos analisados.

É importante também destacar que a utilização da base de dados da PDS permitiu incluir os regressores adicionais Z que possivelmente são determinantes ou afetam de alguma maneira a variável indicador de interesse. Mesmo que estas características observadas não tenham variado ao longo do período, sua inclusão tende a reduzir bastante a variância do termo de erro, que, por sua vez, tende a reduzir o desvio-padrão do coeficiente que capta o efeito do **Programa**.

Um outro modo alternativo de captar esse efeito não observado, conhecido na literatura econométrica como heterogeneidade não observada, se dá através do estimador de primeiras diferenças. De fato, considere a equação (03) abaixo:

$$\Delta Y_i = \alpha + \Delta\beta'Z_i + \Delta\varphi_i \quad (03)$$

onde Δ representa a mudança de um período para o outro período. O efeito não observado ϕ_i não aparece mais tendo em conta que foi eliminado na diferenciação. Além disso, o intercepto agora representa a mudança do período “antes” para o período “depois”, assim como cada variável explicativa agora é determinada por uma diferenciação ao longo do tempo. A condição crucial aqui é que os ΔZ_i sofram alguma variação ao longo de cada entidade i (como, por exemplo, o efetivo policial variando dentro de um bairro ao longo de um período).

Por fim, o efeito causal pode ser estimado utilizando o *estimador de diferenças em diferenças* correspondente à variação média no indicador de interesse Y no grupo de tratamento no decorrer do experimento menos a variação média deste mesmo indicador no grupo de controle para o mesmo período de tempo considerado. Especificamente, tem-se:

$$DD = E(Y_1^T - Y_0^T | T_R = 1) - E(Y_1^C - Y_0^C | T_R = 0) \quad (04)$$

Na equação (04), DD corresponde ao estimador de diferenças em diferenças, $T_R = 1$ denota tratamento na presença do **Programa** em $t = 1$, conforme especificado no subscrito Y_1^T para entidade tratada e Y_1^C para entidade não tratada e $T_R = 0$ denota as entidades não tratadas.

Este estimador permite eliminar diferenças nas entidades observacionais que são anteriores ao tratamento. Assim, na condição de se ter como variável explicativa à variação no indicador de interesse, conforme aqui especificado, pode-se remover a influência de seus valores iniciais que variam sistematicamente entre tratados e não tratados. Ou seja, o estimador de diferenças em diferenças é a *diferença entre as diferenças* final e inicial entre o grupo de tratamento e o grupo de controle [Stock e Watson (2004)]. Neste estimador as diferenças entre tratados e não tratados é medida em termos de um resultado contrafactual (o que teria acontecido com as entidades que foram tratadas caso as mesmas não tivessem recebido o **Programa**).

Consideremos, então, a média da amostra do indicador de interesse dada por $\bar{Y}_{tratamento, antes}$ para as entidades do grupo de tratamento antes de receberem o Programa e a média $\bar{Y}_{tratamento, depois}$ das entidades desse mesmo par depois da ocorrência do Programa. Similarmente, as médias do indicador de interesse para o grupo de controle antes e depois da ocorrência do programa serão dadas, respectivamente, por $\bar{Y}_{controle, antes}$ e $\bar{Y}_{controle, depois}$.

Se definirmos $\Delta \bar{Y}_{tratamento}$ como a variação média do indicador de interesse para o grupo de tratamento e a variação média do indicador de interesse no grupo de controle como $\Delta \bar{Y}_{controle}$, podemos expressar o estimador de diferenças em diferenças da seguinte forma:

$$\hat{\beta}_{difs-em-dif} = \Delta \bar{Y}_{tratamento} - \Delta \bar{Y}_{controle} \quad (05)$$

De forma alternativa, considere ΔY_i como a variação no valor do indicador de interesse para a entidade i após o Programa menos o valor do indicador de interesse para a mesma entidade

antes do Programa. Além disso, X representa uma variável de tratamento binária atribuída aleatoriamente, ou, pelo menos, que atenda algumas condições a serem explicitadas a seguir. Neste sentido, o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) será dado pela diferença entre as médias ΔY_i dos grupos tratamento e controle através do coeficiente β , onde β é o estimador de diferenças em diferenças da equação anterior expresso alternativamente como:

$$\Delta Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (06)$$

É importante ressaltar que a implantação de programas desse espectro não são totalmente atribuídos aleatoriamente haja vista envolverem diversos aspectos de cunho moral e ético por parte das autoridades que o conceberam (mesmo para um projeto piloto, haveria uma série de complicações para seguir um protocolo de implantação como esse).

Em termos econométricos, a forma de dirimir esse problema seria através de uma hipótese mais fraca, conhecida na literatura como independência da média condicional. Neste caso, o tratamento submetido por algumas entidades é atribuído de modo condicionalmente aleatório, dadas as demais características das entidades; logo, o tratamento é atribuído aleatoriamente, mas a probabilidade de que alguma entidade seja inserida neste tratamento depende das características observadas de todas as entidades⁸.

A partir desta restrição, foi feito um teste de aleatoriedade verificando se a variável aleatorizada depende efetivamente de quaisquer características individuais observáveis. Neste procedimento, pode-se testificar se a variável explicativa que capta o efeito do programa não estará correlacionada com nenhuma das características observadas e não observadas sendo, portanto, “limpa” de qualquer outro efeito (média condicional do erro igual à zero expressa em termos de $E(\varepsilon_i | \text{tratamento ; outros controles}) = 0$).

Na tabela 2 a seguir são apresentadas as estimações para os três diferentes modelos descritos e para os dois indicadores de interesse perfazendo um total de seis modelos estimados. O teste de aleatoriedade também é especificado.

⁸ Por exemplo, se o Programa tiver dividido a cidade em bairros ricos e bairros pobres e dentro de cada um desses dois grupos seus membros foram atribuídos de maneira aleatória, a média do erro será igual para os bairros ricos do grupo de tratamento e do grupo de controle, assim como também será igual a zero para os bairros pobres do grupo tratado e dos não tratados.

Tabela 2 - Estimções - Taxa de Roubos e Taxa de Furtos

Variável Dependente: <i>ln</i> Taxa de Roubos				Variável Dependente: <i>ln</i> Taxa de Furtos			
Modelos				Modelos			
Controles	Estimador de Diferenças em Diferenças	Primeira Diferença	Painel Efeitos Fixos	Controles	Estimador de Diferenças em Diferenças	Primeira Diferença	Painel Efeitos Fixos
<i>tratamento</i>	-0.57** (0.28)	-	-	<i>tratamento</i>	-0.23 (0.34)	-	-
<i>pm</i>	-	-0.10** (0.05)	0.01 (0.01)	<i>pm</i>	-	-0.02 (0.04)	0.01* (0.01)
<i>rfpc</i>	-0.0074 (0.0055)	0.0030 (0.0041)	0.0055* (0.0018)	<i>rfpc</i>	0.0068 (0.0054)	-0.0020 (0.0043)	0.0037* (0.0017)
<i>desemp</i>	-32.39** (11.32)	15.24 (9.91)	-4.66** (2.54)	<i>desemp</i>	-26.39*** (17.15)	12.34 (10.86)	-0.36 (2.38)
<i>educ</i>	3.47 (2.79)	-0.11 (1.07)	-0.78 (0.56)	<i>educ</i>	-3.22 (2.74)	-0.61 (1.31)	-0.46 (0.52)
<i>chefem</i>	5.52 (7.70)	-2.90 (4.09)	1.42 (1.23)	<i>chefem</i>	-5.93 (9.40)	-3.35 (5.50)	-0.01 (1.16)
<i>jovemrisco</i>	61.25** (23.61)	-43.02** (23.51)	2.19 (4.82)	<i>jovemrisco</i>	47.80*** (27.24)	-20.34 (18.89)	-4.44 (4.51)
<i>idh</i>	1.09 (2.22)	-	-	<i>idh</i>	1.44 (1.61)	-	-
<i>dens</i>	-	-	-	<i>dens</i>	0.000019 (0.000029)	-	-
<i>cte</i>	2.25** (1.11)	3.00* (0.98)	3.20* (0.33)	<i>cte</i>	1.82 (1.13)	2.27*** (1.24)	2.58* (0.31)
R ²	0.1498	0.0336	0.2907	R ²	0.1112	0.0415	0.2485
Prob > F	0.1035	0.1884	0.0076	Prob > F	0.5896	0.7718	0.0241
Estimador de Diferenças em Diferenças (Teste de Aleatoriedade)							
LR Qui-Quadrado	9.91						
p-valor	0.1938						

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: Os erros padrão são robustos a heterocedasticidade; desvios padrões robustos entre parênteses; ***, ** e * denotam, respectivamente, significância de 10%, 5% e 1%.

Como pode ser observado nos dados da tabela 2 nem todas as variáveis explicativas que captam o efeito do **Programa** foram significativas. Algumas delas, inclusive, quando significantes, apresentaram sinal não esperado. No caso do R² baixo trata-se de um resultado comum nos modelos que tentam prever comportamento individual dentro das ciências sociais [Wooldridge (2002)]. Vejamos, então, algumas explicações possíveis para estes resultados.

Em primeiro lugar, é preciso observar as diferenças de resultados para os modelos envolvendo taxa de roubos e taxa de furtos em termos de magnitude e significância. Se conjugarmos elementos do modelo de comportamento criminal a elementos jurídicos, é possível encontrar razões para as diferenças. Com efeito, enquanto que *no roubo* o agente criminoso inflige violência, grave ameaça ou reduz à impossibilidade de resistência da vítima, no crime de *furto* nenhuma destas condutas ocorrem. Apesar de ambos os crimes serem *contra o patrimônio*, no primeiro a violência se direciona a uma pessoa e no segundo a violência é praticada contra algo de forma que o roubo além de atingir o patrimônio atinge-se também a integridade física de uma vítima. Sendo assim, é razoável supor que a presença policial limite mais à prática de roubos do que de furtos até mesmo porque o simples furto pode se dá apenas pelo descuido da vítima.

Considerando o modelo de efeitos fixos, observa-se que o sinal da variável que capta o efeito do **Programa** é positivo e significativo para o caso da taxa de furtos. Assim, de acordo com os resultados, as entidades que sofreram tratamento do Programa tiveram um aumento de 1% nas taxas de furtos. É preciso cautela ao interpretar esse resultado. De fato, não se deve excluir aqui a endogeneidade que os efeitos dissuasórios do efetivo policial porventura venha a ocasionar resultando no efeito de causalidade reversa. Ou seja, a causalidade que deveria ir do efetivo policial para as taxas de criminalidade também vai das taxas de criminalidade para o efetivo policial. Se for esse o caso, a causalidade vai para trás (das taxas de criminalidade para o efetivo policial), e para frente (do efetivo policial para as taxas de criminalidade), isto é, há causalidade simultânea. Se ela existe, uma regressão por MQO capta ambos os efeitos resultando em um estimador viesado e inconsistente [Stock e Watson (2004); Khandker, Koolwal, Samad (2010)]. Portanto, mesmo que o estimador de efeitos fixos tenha sido significativo e com sinal positivo é provável que ele seja inconsistente.

Outra hipótese aqui levantada como consequência deste resultado nos remete a questão do sub-registro de crimes contra a propriedade. Com efeito, no modelo de efeitos fixos supomos que as variáveis não observadas não variam ao longo do tempo e, portanto, quaisquer variações nas taxas de furtos devem ser consequência de outras influências que não estas características fixas. Assim, é pertinente lembrar que os registros deste tipo de crime são reportados pela própria vítima sendo, portanto, influenciados pela percepção que as pessoas venham a ter da justiça [ver Santos e Kassouf (2008a)]. Se for esse o caso, existe a possibilidade destes fatores terem variado ao longo do período e como não estão explicitamente no modelo, sem nenhum controle adicional que possam considerá-los, haverá um viés de omissão de variável resultando novamente na inconsistência do estimador, mesmo

em amostras muito grandes. É importante ter essa concepção em aberto já que o registro criminal pode se dá pelo simples fato de as pessoas confiarem mais nas organizações policiais aumentando, como conseqüência, a probabilidade de o crime ser reportado às estas autoridades.

Grosso modo, o termo de intercepto revela algo interessante. Em todos os seis modelos estimados ele se mostra significativo e com sinal positivo (nos modelos das taxas de furtos para o estimador de diferenças em diferenças ele é marginalmente significativo a 10% e no modelo de primeira diferença ele é a única variável significativa). Neste último caso, por exemplo, poderíamos inferir o seguinte: mesmo com uma variação zero de todas as variáveis explicativas, como no caso do efetivo policial, $\Delta pm = 0$, ainda sim espera-se um aumento na taxa de furtos de 227% no período. Essa argumentação nos permite afirmar um aumento secular nas taxas de criminalidade entre os primeiros cinco meses de 2007 e os primeiros cinco meses de 2008 na RMF do Ceará mesmo que o efetivo policial tenha se mantido o mesmo, ou não tenha havido qualquer variação dos demais controles.

Por fim, resta a pergunta: será que polícia reduz crime? De acordo com os modelos estimados, principalmente no caso dos roubos, essa é uma afirmação válida. No caso do modelo de diferenças em diferenças da taxa de roubos, se considerarmos dois bairros com mesma renda média, mesma taxa de desemprego, mesmo nível de desigualdade, níveis de escolaridade semelhantes e que ainda tenham a mesma proporção de jovens de 15 a 24 anos que não trabalham e não estudam, então o aumento recente do efetivo policial no bairro que recebeu o **Programa** apresentou um valor esperado menor de -0,57 na taxa de roubos, que se traduz em uma redução de 57% nas taxas de roubos.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo jogar luz sobre os determinantes empíricos da criminalidade dentro do enfoque da teoria econômica do crime de escolha racional. Neste aspecto, procurou-se conjugar variáveis de cunho sócio-econômico das bases de dados existentes com as variáveis dos modelos teóricos que foram desenvolvidas a partir do trabalho seminal de Gary Becker em 1968.

Particularmente, investigamos se o aumento do efetivo policial tende a inibir crimes contra o patrimônio e contra a propriedade mensurando estes em termos de taxas de roubos e taxa de furtos. Dentro do arcabouço do modelo econômico do crime, partiu-se da hipótese de que uma

maior quantidade de policiais tende a inibir a ação de potenciais criminosos na medida em que reduz os benefícios e aumenta os custos da atividade criminal.

Os resultados empíricos nos remetem a pelo menos dois fatores importantes em termos políticas públicas. Um deles é o possível “efeito inércia” criminal: mesmo o patrulhamento e os fatores sócio-econômicos mantendo-se constantes, existe uma tendência de exacerbação do ato criminal na área analisada. Além disso, pode-se sustentar a hipótese do chamado efeito *deterrence* ao ratificar que o aumento do efetivo policial nas ruas altera os incentivos dos criminosos. De certo modo, pode-se fazer alusão aquele ditado de que o crime não compensa, pelo quando há a presença da força policial nas ruas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BECKER, G. Crime and Punishment: An Economic Approach. **Journal of Political Economy**, v.76, n.2, p.169-217, mar.-apr., 1968.

CARDOSO, E. **Mosaico da Economia**. (In) Confidências sobre a Atualidade Brasileira. Editora Saraiva, 2010.

CANO, I.; SANTO, N. **Violência Letal, Renda e Desigualdade no Brasil**. Fórum de Debate, Rio de Janeiro: IPEA; CESEC, 2000.

CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. **Determinantes da Criminalidade**: Uma Resenha dos Modelos Teóricos e Resultados Empíricos. Rio de Janeiro: IPEA, jun. 2003a. (Texto para Discussão, 956).

CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. **Criminalidade: Social Versus Polícia**. Rio de Janeiro: IPEA, jun. 2003a. (Texto para Discussão, 958).

DI TELLA, R.; SHARGRODSKY, E. Do Police Reduce Crime? Estimates Using the Allocation of Police Forces After a Terrorist Attack. **American Economic Review**, v.94, n.1, p.115-133, mar., 2004.

EHRlich, I. Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation. **Journal of Political Economy**, v.81, n.3, p.521-565, may.-jun., 1963.

FAJNZYLBER, P.; ARAUJO, JR. Violência e Criminalidade. In: MENEZES-FILHO, N.; LISBOA, M. (ORG). **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: EPGE-FGV, 2001b.

FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. **Determinants of Crime Rates in Latin America and the World**. The World Bank, 1998.

FRANK, R. H. **O Naturalista da Economia**. Rio de Janeiro: Best Business, 2009.

GLAESER, E.; SACERDOTE, B. Why is There More Crimes in Cities. **Journal of Political Economy**, v.107, n.6, p.225-258, 1999.

KHANDKER, S. R.; KOOLWAL, G. B.; SAMAD, H. A. **Handbook on Impact Evaluation**. Quantitative Methods and Practices. The World Bank, 2010.

LEVITT, S. D. Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime. **American Economic Review**, v.87, n.3, p.270-290, 1997.

LEMOS, A. A. M.; SANTOS FILHO, E. P.; JORGE, M. A. Um Modelo para Análise Socioeconômica no Município de Aracaju. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.35, n.3, p.569-594, jul-set., 2005.

LEVITT, S. D. Juvenile Crime and Punishment. **Journal of Political Economy**, v.106, n.2, p.1156-1185, 1998.

LOBO, L. F.; FERNANDEZ, J. C. A Criminalidade na Região Metropolitana de Salvador. **Anais**, XXXI Encontro Nacional de Economia, Porto Seguro, 2003.

LUCAS, R. E. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, v.22, n.1, p.3-42, jul., 1998.

MENDONÇA, M. J. C.; LOUREIRO P. R. A.; SACHSIDA, A. **Criminalidade e Desigualdade Social no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 2003a. (Texto para Discussão, 967).

MENDONÇA, M. J. C.; LOUREIRO P. R. A.; SACHSIDA, A. **Criminalidade e Interação Social**. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 2003b. (Texto para Discussão, 968).

OLIVEIRA, C. A. Criminalidade e o Tamanho das Cidades Brasileiras: m Enfoque da Economia do Crime. **Anais**, Encontro Nacional de Economia, 33, Natal, 2005.

- PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. **Returns to Investment in Education: a Further Update**. World Bank Policy Research Working Paper 2.881, 2002.
- PEREIRA, R.; CARRERA-FERANDEZ, J. A Criminalidade na Região Policial da Grande São Paulo sob a Ótica da Economia do Crime. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza v.31 n.especial, p.898-918, novembro. 2000.
- RESENDE, J. P. **Crime Social, Castigo Social: O Efeito da Desigualdade de Renda Sobre as Taxas de Criminalidade nos Grandes Municípios Brasileiros**. Dissertação de Mestrado, CEDEPLAR-UFMG, 2007.
- ROMER, P. Increasing Returns and Long-Run Growth. **Journal of Political Economy**, v.94, n.5, p.1002-1037, oct., 1986.
- SANTOS, M. J. Dinâmica Temporal da Criminalidade: Mais Evidências Sobre o “Efeito Inércia” nas Taxas de Crimes Letais nos Estados Brasileiros. **Economia**, Brasília, v.10, p.169-194, jan-abril, 2009.
- SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Uma Investigação Econômica da Influência do Mercado de Drogas Ilícitas sobre a Criminalidade Brasileira. **Economia**, Brasília, v.8, p.187-210, maio-ago, 2007.
- SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Existe Explicação Econômica para o Sub-Registro de Crimes Contra a Propriedade? **Economia Aplicada**, São Paulo, v.12, n.1, p.5-27, jan-mar., 2008.
- SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Estudos Econômicos das Causas da Criminalidade o Brasil: Evidências e Controvérsias. **Economia**, Brasília, v.9, p.343-372, maio-ago, 2008.
- SANTOS, M. J. Dinâmica Temporal da Criminalidade: Mais Evidências Sobre o “Efeito Inércia” nas Taxas de Crimes Letais nos Estados Brasileiros. **Economia**, Brasília, v.10, p.169-194, jan.-abr., 2009.
- STOCK, H. J.; WATSON, W. M. **Econometria**. Pearson, Addison Wesley, 2004.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. The MIT Press, Cambridge, MA, 2002.

DESEMPENHO ESCOLAR DOS ALUNOS DO ENSINO FUNDAMENTAL CEARENSE EM 2007: UMA ANÁLISE QUANTÍLICA

Maria Micheliana da Costa Silva¹

Luciana de Oliveira Rodrigues²

Leandro Oliveira Costa³

Paulo de Melo Jorge Neto⁴

RESUMO

Este estudo visa explicar o desempenho dos alunos da 8ª série (9º ano) do ensino fundamental público cearense nos exames de proficiência da Prova Brasil de 2007, por meio de variáveis relacionadas às características dos alunos, de suas escolas e docentes, além de verificar a influência da localização na região semiárida no desempenho dos estudantes. Para tanto, será estimada uma função de produção escolar por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e por Regressões Quantílicas (MQR), que apresenta algumas vantagens sobre o MQO, além de proporcionar uma análise em uma completa distribuição condicional às notas do teste. A maioria dos fatores analisados tem impacto significativo nos quantis observados, entretanto, diferem-se a magnitude deste impacto. A localização na região semiárida refletiu no desempenho dos alunos, assim como o fato de pertencer a uma escola municipal. Observou-se também a importância de um ambiente escolar adequado e da qualificação dos professores, que contribuem para o processo de aprendizagem.

Palavras-Chaves: Desempenho Escolar. Regressões Quantílicas. Prova Brasil

ABSTRACT

¹ Graduada em Economia pela Universidade Federal do Ceará (UFC). Mestranda em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Telefone: (031) 3899 1690. E-mail: maria.micheliana@ufv.br.

² Graduanda em Ciências Econômicas pela UFC. Estagiária do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). Telefone: (085) 3101 3497. E-mail: luciana.rodrigues@ipece.gov.br

³ Graduado em Ciências Econômicas pela UFC. Mestre em Economia pelo Centro de Aperfeiçoamento dos Economistas do Nordeste (CAEN/UFC). Doutor em Economia pelo CAEN/UFC. Analista de Políticas Públicas do IPECE. Telefone: (085) 3101 3497. E-mail: leandroitap@gmail.com

⁴ Graduado em Ciências Econômicas pela UFC. Mestre em Economia pelo CAEN/UFC. Doutor em Economia pela University of Illinois. Professor Adjunto do CAEN/UFC. Telefone: (085) 3366 7751. E-mail: pjneto@caen.ufc.br.

This study aims to explain the performance of students from 8th grade of public primary school of Ceará in the proficiency exams of Prova Brasil 2007, through variables related to

characteristics of students, their schools and teachers and to check the influence of location in the semiarid region in student performance. To do so, it will be an estimated educational production function by the method of Ordinary Least Squares (OLS) and quantile regressions (MQR), which presents some advantages over the OLS, and provide a complete analysis in a conditional distribution of the notes test. Most of the factors analyzed have significant impact on the observed quantiles, however, differ from the magnitude of this impact. The location in the semiarid region reflected in student performance, as well as the fact of belonging to a municipal school. It was also noted the importance of an appropriate school environment and teacher qualifications, which contribute to the learning process.

Key Words: School Performance. Quantile regressions. Prova Brasil.

1. INTRODUÇÃO

A melhoria do sistema educacional traz retornos positivos para a sociedade, pois é por meio da formação e capacitação da população que se obtêm indivíduos qualificados e conscientes, que possam contribuir para o desenvolvimento de seu país. Países que, atualmente, desfrutam de desenvolvimento socioeconômico, tiveram uma preocupação com a educação de seu povo, tanto de forma quantitativa, quanto qualitativa. Como aponta Sicsú (2009), os países detentores de conhecimento possuem estratégias flexíveis de desenvolvimento, que os permitem descobrir novas oportunidades e têm conhecimento suficiente para aproveitá-las. O autor afirma que o conhecimento é necessário, não somente para a descoberta de novas tecnologias, mas para o seu melhor aproveitamento. Isso é um importante diferencial entre países desenvolvidos e países em desenvolvimento, sendo estes dependentes do conhecimento gerado por aqueles.

O estímulo à melhoria da educação, como forma de geração de conhecimento técnico-científico e melhoria de seu capital humano, torna-se imprescindível, especialmente nas localidades menos desenvolvidas, para que seja minimizada a distância existente no que se refere ao padrão de desenvolvimento.

A educação, portanto, deve ser estimulada desde a base da formação dos indivíduos, ou seja, deve-se haver uma preocupação com o aprendizado desde a infância, para que se formem adultos capazes para contribuir com o desenvolvimento da sociedade. Por esse motivo, é garantida por

lei, como um direito social, assim como a saúde, o trabalho, a moradia, entre outros, como consta no artigo 6º da Constituição Federal do Brasil. Além disso, conforme o artigo 205, desse mesmo documento, a sua promoção é um dever do Estado e da família, com a colaboração da sociedade, objetivando seu pleno desenvolvimento e qualificação para o trabalho.

Nos últimos anos, principalmente na década de 90, a quantidade de crianças no ensino fundamental cresceu de forma considerável no Brasil, refletindo uma melhoria no acesso à educação básica. Entretanto, este fato pode não significar melhoria do aprendizado. Por conseguinte, deve-se analisar se as crianças estão aprendendo de forma qualitativa e quais os fatores que influenciam no seu desempenho escolar. Este tipo de análise é um instrumento necessário para o direcionamento de programas e políticas que objetivam a melhoria do sistema educacional, especialmente, em localidades onde os indicadores, não só educacionais como também socioeconômicos são preocupantes, visto que estes podem influenciar no aprendizado dos alunos.

Nesse sentido, este estudo contribui para a análise da eficácia escolar, propondo-se a investigar o estado do Ceará, que ainda exhibe problemas referentes à educação de suas crianças, apresentando problemas relacionados à formação de professores, infraestrutura escolar, além de problemas como analfabetismo, principalmente na região semiárida. Observa-se que, em relação à infraestrutura escolar, em 2007, 4,3% das escolas de ensino fundamental do Semiárido cearense, não possuíam sistema de saneamento básico adequado e 5,9% não possuíam energia elétrica. Além disso, 9,3% dessas escolas possuem laboratório de informática e apenas 30,8% possuem bibliotecas. Nos municípios fora da região, esses valores correspondem a 0,6% das escolas e 0,8%, não possuem saneamento básico e energia elétrica, respectivamente. Com relação à oferta de recursos como laboratórios de informática e biblioteca, nesses municípios, a proporção de escolas do ensino fundamental, 31,7% possuíam laboratório de informática e 59,3% possuíam bibliotecas. A proporção de professores do ensino fundamental no Semiárido cearense que possuem ensino superior também é menor, 75,6%. Nos outros municípios, a diferença é de 11,2 pontos percentuais. Nos indicadores de fluxo e desempenho escolar, o Semiárido cearense também apresenta resultados inferiores aos demais municípios cearenses. A taxa de distorção idade-série corresponde a 31,1%, enquanto que para os municípios que não estão inseridos na região, essa taxa equivale a 25,2%. Com relação ao desempenho em testes de proficiência da Prova Brasil, 84% dos municípios que estão abaixo da média cearense de Língua Portuguesa é do Semiárido. Isso equivale a 51% dos municípios do estado. Para Matemática, 85% ficaram abaixo da média cearense, correspondendo a 58,7% municípios do estado. Vale ressaltar que, mesmo

apresentando indicadores educacionais um pouco melhores, os municípios cearenses que não integram a região semiárida também possuem indicadores problemáticos, comparados com a média nacional. De forma geral, o estado cearense está aquém dos estados brasileiros com melhores indicadores educacionais.

Portanto, torna-se necessário averiguar como estes problemas afetam escolas e conseqüentemente o aprendizado dos alunos. Além disso, apesar de existir uma extensa literatura voltada para essa análise nas escolas brasileiras, é necessário observar como esses fatores interagem de acordo com a realidade a nível estadual.

Assim, este estudo visa explicar o desempenho dos alunos da 8ª série (9º ano) do ensino fundamental público cearense nos exames de proficiência da Prova Brasil de 2007. Especificamente, pretende-se analisar o desempenho escolar, por meio de variáveis relacionadas às condições socioeconômicas, familiares, características das escolas, de seus docentes e verificar se a localização na região semiárida tem alguma influência no desempenho dos estudantes.

Para tanto, será estimada uma função de produção escolar, relacionando insumos escolares com um produto educacional, representado pelas notas dos alunos cearenses da 8ª série (9º ano) nos exames de proficiência da Prova Brasil, realizada em 2007. Para a estimação da função de produção educacional, propõe-se uma regressão linear pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e outra por meio de regressões quantílicas (MRQ), visando proporcionar uma análise sobre as variáveis explicativas, em uma completa distribuição condicional às notas do teste.

Parte-se das seguintes hipóteses: O fato de o estudante trabalhar fora contribui de forma negativa para seu aprendizado, assim como a baixa escolaridade dos pais; a carência de infraestrutura e de alguns recursos básicos também prejudica o desempenho escolar; professores bem capacitados e com salários condizentes contribuem para o processo de aprendizado, mostrando-se significante; a localização no Semiárido se mostra desfavorável aos resultados, assim como o fato de o aluno pertencer a uma escola da rede municipal.

Além desta introdução, o trabalho é constituído por mais quatro seções. A próxima mostra uma breve literatura sobre eficácia escolar e sobre os determinantes de desempenho educacional. A terceira seção apresentará a base de dados e a metodologia empregada no estudo. Em seguida, serão mostrados os resultados dos modelos propostos. Por fim, serão expostas as considerações finais do estudo.

2. EFICÁCIA EDUCACIONAL E DETERMINANTES DE APRENDIZAGEM

Na década de 90, observou-se uma universalização do acesso à educação básica no Brasil, em especial na região Nordeste, que “no final dos anos 80 ainda detinha enormes contingentes de crianças fora da escola, apresenta hoje indicadores que apontam para a universalização do ensino fundamental” (CASTRO, 2000, p. 426).

Menezes-Filho (2007) comenta a aceleração do processo de educação no Brasil, mostrando em seu estudo uma evolução do acesso à educação. Como observado:

Na geração nascida em 1910, por exemplo, mais de 90% atingiu no máximo o primeiro ciclo do ensino fundamental, enquanto que 5% chegaram ao 2º ciclo, 3% atingiram o ensino médio e apenas 2% chegou a faculdade. Ao longo da primeira metade do século passado estas porcentagens foram evoluindo lentamente, até que a partir dos nascidos em 1940 podemos notar uma leve aceleração na evolução educacional. A porcentagem de pessoas com ensino médio, por exemplo, aumenta paulatinamente desde então, mas há uma aceleração brusca entre a geração nascida em 1970 àquela nascida em 1982, que passa de 25% na primeira para cerca de 50% na última. Isto significa que cerca de metade das pessoas das gerações mais recentes está alcançando o ensino médio no Brasil. É interessante notar que a porcentagem de pessoas com ensino superior permaneceu estagnada no Brasil ao longo das últimas gerações, ocorrendo um leve aumento somente a partir da geração de 1982 (MENEZES-FILHO, 2007, p. 4).

Percebe-se, portanto, uma melhoria quantitativa no acesso a educação. Entretanto, para o autor, o problema da educação brasileira se encontra na qualidade das escolas. Mais especificamente, isso ocorre nas escolas pertencentes à rede pública, apontando uma queda no aprendizado dos alunos devido à entrada massiva de alunos em condições vulneráveis no sistema escolar público, nos quais as escolas não foram suficientemente equipadas para absorver esses alunos de forma eficaz. Castro (2000) aponta uma tendência de inversão das desigualdades regionais na educação brasileira, em decorrência das estratégias realizadas pelo Ministério da Educação (MEC) em promover equidade no sistema educacional. No entanto, nas regiões Norte e Nordeste, mesmo apresentando desde a metade da década de 90 um processo de universalização do atendimento escolar como prioridade, o autor nota que os resultados mais expressivos foram alcançados na cobertura, enquanto que o desempenho dos alunos do ensino fundamental seguia abaixo da média nacional.

Existem vários estudos que tentam apontar quais fatores influenciam no desempenho escolar, a fim de detectar os possíveis entraves ao aprendizado dos alunos, bem como os fatores que contribuem para tal. Jesus e Laros (2004) afirmam que estes estudos têm a finalidade de prover informações de fatores que influenciam no desempenho, sendo importantes para subsidiar programas e políticas educacionais.

Ou seja, os estudos realizados sobre eficácia educacional se tornam interessantes uma vez que contribuem para direcionar a realização de políticas públicas para a melhoria do sistema educacional de uma determinada localidade, apontando quais fatores geram mais impactos na aprendizagem dos alunos. O termo eficácia se refere à capacidade de a unidade produtiva atingir uma determinada meta (MELLO et al., 2005). No caso da educação, refere-se à capacidade da escola, da família ou da sociedade em geral, em ofertar insumos e gerar aprendizado. Assim, os estudos sobre eficácia educacional estimam o desempenho estudantil por meio de uma “função de produção educacional”, que relaciona um determinado produto da educação com insumos escolares (HANUSHEK, 1986 apud ALBERNAZ; FERREIRA E FRANCO, 2002). Segundo Machado et al. (2008) a baixa taxa de distorção idade-série, taxa de aprovação e baixa taxa de reprovação, evasão e resultados em exames de proficiência em disciplinas são exemplos de produtos da educação. Os insumos seriam: Professores qualificados, infraestrutura escolar, bibliotecas, equipamentos de informática, entre outros.

No Brasil, o Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), que começou a ser desenvolvido no final da década de 80 e implantado pela primeira vez em 1990, contribui para a literatura nacional sobre eficácia e desempenho educacional, pois, além de avaliar os estudantes das últimas séries de cada etapa da educação básica, fornece uma base de dados, que contém além dos resultados em testes de proficiência nas disciplinas consideradas importantes para o aprendizado dos alunos (Língua Portuguesa e Matemática), informações sobre as características dos alunos, do ambiente familiar, das escolas, professores e gestores.

Jesus e Laros (2004), ao analisar o resultado dos alunos em testes de Língua Portuguesa, notaram como fatores positivos: recursos técnico-pedagógicos, frequência em que professores passam lição de casa e envolvimento destes com a aprendizagem dos alunos, o atraso escolar, frequência com que os estudantes fazem lição de casa e dedicação integral do aluno. Albernaz, Ferreira e Franco (2002) observaram que o nível socioeconômico dos alunos e os insumos ofertados pela escola de forma quantitativa e qualitativa têm impacto significativo entre o desempenho escolar, assim como a infraestrutura da escola e a escolaridade dos professores. A rede de ensino também se mostrou um fator determinante. Os resultados de Costa (2006), ao estimar a performance dos

alunos nos exames de matemática do SAEB de 2001 e 2003, mostraram que a qualidade dos educadores, professores e gestores, medidas pelos seus níveis de escolaridade e suas experiências, têm impacto positivo. Salários mais altos e experiência de gestores e professores, bem como um ambiente escolar que estimule a frequência dos alunos contribuem para seu desenvolvimento educacional. Além disso, mostrou-se a importância do acesso à internet para explicar o nível de aprendizado dos alunos.

Felício e Fernandes (2005), Machado et al. (2008), e Menezes e Soares (2010), fizeram uma análise mais específica para as realidades paulista, mineira e pernambucana, respectivamente. Felício e Fernandes (2005) estimaram o desempenho dos alunos da 4ª série do Ensino Fundamental de São Paulo, por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e concluíram que o impacto da escola tem menor relevância, comparada com a importância do *background* familiar, assim com visto no estudo de Machado et al. (2008) que analisaram, por meio de um Modelo Linear Hierárquico (MLH), o caso dos alunos da 4ª, 8ª e 3º ano do Ensino Médio e seu desempenho em exames de matemática, utilizando além de variáveis relacionadas aos alunos e as escolas, variáveis referentes aos municípios mineiros. Sobre o estado de Pernambuco, Menezes e Soares (2010), que também utilizara o método de regressão por MQO, constataram que as variáveis usadas como *proxy* para o nível de renda dos alunos da 4ª série foi significativo.

Um fato importante do estudo de Menezes e Soares (2010) foi o quanto o fato das crianças que trabalham fora contribui negativamente para o seu aprendizado. Como salientam os autores, o trabalho infantil, além de prejudicar o desempenho das crianças, também é um reflexo dos problemas socioeconômicos familiares, que levam ao ingresso precoce no mercado de trabalho. O trabalho infantil é um problema presente na realidade brasileira, principalmente em regiões pobres da sua região nordeste. Hanushek et al (1996 apud MACHADO et al, 2008), ao analisar a região Nordeste, constatou que escolas com abastecimento de água e energia, instalações sanitárias, influenciam positivamente o desempenho escolar. A provisão destes bens públicos também se constitui em um entrave para a região. Como mostra o trabalho de Ribeiro, Oliveira e Silva (2010), que analisaram as condições educacionais dos estados inseridos no Semiárido brasileiro, ainda existem escolas com carência de serviços básicos essenciais, especialmente no Semiárido cearense. Este fato pode explicar a significância apontada por Hanushek et al (1996 apud MACHADO et al, 2008).

A literatura sobre eficácia escolar e fatores que contribuem para o aprendizado dos alunos é extensa, entretanto, são poucos os estudos que investigam a qualidade da educação básica com

foco estadual, especialmente para o Ceará, onde se necessita de estudos que analisem como determinadas características influenciam no aprendizado estudantil. Neste estado, ainda existem problemas na sua estrutura educacional, inclusive em sua região semiárida. Nesse sentido, este estudo contribui para a literatura sobre determinantes de aprendizagem, analisando o Ceará e incluindo uma variável referente à localização do aluno no Semiárido cearense.

3. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

3.1. Modelo econométrico

A fim de mostrar como as características socioeconômicas e escolares dos alunos influenciaram em seu desempenho, estima-se uma função de produção escolar, que relaciona uma série de “insumos” educacionais e seu “produto”, ou seja, o aprendizado dos alunos (HANUSHEK, 1986 apud ALBERNAZ; FERREIRA; FRANCO, 2002). Sua forma é dada pela equação 1:

$$y = F(c, m, g, p, s) \quad (1)$$

Onde, y representa o desempenho escolar, que depende de uma série de fatores agrupados em cinco categorias: características pessoais do aluno (c), características familiares (m), de seus colegas na escola (g), dos seus professores (p) e outras características escolares (s) (HANUSHEK, 1986 apud ALBERNAZ; FERREIRA; FRANCO, 2002).

Para a estimação da função de produção educacional 1, este estudo fará dois exercícios, com dados de corte (ou do tipo *cross section*), por serem dados coletados no mesmo período, para um determinado número de observações (GUJARATI, 2000). No primeiro exercício, será feita uma regressão linear por do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), como nos trabalhos de Menezes-Filho (2007), Menezes e Soares (2010), Felício e Fernandes (2005). O modelo utiliza a nota (y) obtida nas avaliações da Prova Brasil, tendo a seguinte estrutura:

$$y = \alpha + \beta_1 X_{aluno} + \beta_2 X_{prof} + \beta_3 X_{escola} + \varepsilon \quad (2)$$

Na equação 2, X_{aluno} é o vetor de características dos alunos e de sua família, X_{prof} e X_{escola} são os vetores das características dos professores e das escolas dos alunos, respectivamente. α é a constante do modelo, os β 's são os vetores de coeficientes a serem estimados, relacionados as características dos alunos, de seus professores e de sua escola, ε é o termo de erro.

No segundo exercício, o modelo será estimado por meio de regressão quantílica (MRQ), como sugerido no trabalho de Fertig (2003), que analisou o desempenho dos alunos da Alemanha, utilizando dados do *Programme for International Student Assessment* (PISA). O autor justifica o uso de regressões quantílicas, baseado nos trabalhos de Koenker e Basset de 1978, pioneiros na análise dos determinantes do desempenho estudantil, usando MRQ. O uso de MRQ se justifica, segundo Fertig (2003), pois por meio deste método pode-se obter uma análise sobre as variáveis explicativas, em uma completa distribuição condicional às notas do teste. A vantagem do uso de MRQ, portanto, é que este tipo de regressão, por minimizar a soma absoluta dos erros, não impõe qualquer distribuição específica para o erro. Este método apenas exige uma forma funcional linear para os parâmetros, gerando estimadores possivelmente mais eficientes, com mais robustez do que os estimadores por MQO (OLIVEIRA, 2009). Como afirma Cameron e Trivedi (2009), este método permite estudar o impacto das regressões sobre a localização e sobre parâmetros de escala do modelo, permitindo uma melhor compreensão dos dados. Sua abordagem é semiparamétrica, evitando suposições sobre a distribuição de erros paramétricos. Isso torna a estimação por MRQ especialmente adequadas para dados heterocedásticos (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

Assim, o modelo pode ser escrito como:

$$Q_q(y/x) = \alpha + \beta_1 X_{aluno} + \beta_2 X_{prof} + \beta_3 X_{escola} + F_\varepsilon^{-1}(q) \quad (3)$$

Onde F_ε é a função de distribuição de ε (CAMERON; TRIVEDI, 2009). Além disso, $Q_q(y/x)$, representa o q-ésimo quantil de y , condicionado aos vetores das variáveis explicativas, X_{aluno} , X_{prof} e X_{escola} , com $q \in (0,1)$. A q-ésima regressão quantílica $\bar{\beta}_q$ minimiza a seguinte função objetivo, sendo uma soma ponderada dos desvios absolutos (OLIVEIRA, 2009):

$$Q(\beta_q) = \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} q |y_i - X_i' \beta_q| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - q) |y_i - X_i' \beta_q| \quad (4)$$

Onde y_i é a variável dependente e X_i é o vetor de variáveis explicativas, formado pelas características dos alunos, das suas escolas e professores, e β_q é o vetor de parâmetros relacionados a essas características, como especificados no modelo proposto na equação 3.

3.2. Base de dados e variáveis

Os dados selecionados para a estimação do modelo são de origem secundária, provenientes dos resultados da Prova Brasil, que faz parte do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB), realizada em 2007, bem como das informações contidas nos questionários aplicados em cada unidade escolar.

Sobre a utilização das informações de exames como o SAEB e a Prova Brasil, na estimação da função de produção escolar, Albernaz, Ferreira e Franco (2003) justificam que além de incluir informações sobre o rendimento dos alunos nesses testes, a base de dados gerada abrange ainda informações sobre as características individuais, familiar e escolar dos alunos, sendo um recurso importante para o estudo de eficácia, equidade e eficiência da educação brasileira. Dessa forma, estes sistemas de avaliação se tornam uma importante fonte de dados para o estudo, por possibilitar a obtenção de estimativas de desempenho escolar.

Em 2005, o Ministério da Educação reformulou a avaliação da educação básica, passando a compreender duas dimensões: uma avaliação do rendimento escolar, por meio da Prova Brasil; e outra avaliação dos sistemas de ensino, com o SAEB. Nesta nova divisão, a avaliação do SAEB possibilita avaliar o desempenho escolar de sistemas públicos e privados, por meio de uma amostra de alunos, que permite uma comparação entre estados e regiões geográficas. A Prova Brasil, por sua vez, tem caráter universal, mostrando o desempenho, em termos de aquisição de habilidades e competências, dos estudantes da 4ª e 8ª série, provenientes de escolas públicas (federais, estaduais e municipais) urbanas. É uma avaliação em larga escala, com exames padronizados, considerando professores, diretores e gestores co-responsáveis pelo desempenho de seus estudantes, no sentido de mobilizá-los na busca da melhoria da qualidade de ensino. Esta avaliação conjuga testes de desempenho, aplicados aos estudantes, com questionários socioeconômicos sobre fatores associados a esses resultados, respondidos pelos diferentes atores que compõem a escola. No ano de 2007, a Prova Brasil passou a ser operacionalizada em conjunto com o SAEB (INEP, 2009).

Utiliza-se, neste trabalho, para a estimação dos determinantes do desempenho escolar dos alunos cearenses as informações prestadas na base de dados da Prova Brasil, obtidas por meio dos questionários aplicados aos professores, alunos e gestores, bem como os resultados apresentados para cada aluno. A análise será feita baseada nos resultados das provas de Língua Portuguesa e Matemática dos alunos da 8ª série (9º ano), visto que é a última série do ensino fundamental.

Nas tabelas 1 e 2, são apresentados as estatísticas descritivas dos resultados nas duas disciplinas avaliadas, que será usados como variável dependente no modelo, referentes ao desempenho dos alunos na Prova Brasil .

Tabela 1 – Estatística da Proficiência em Língua Portuguesa na Prova Brasil dos alunos da 8ª série (9º ano) do Ensino Fundamental da rede pública - 2007

	Observações	Média	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
Total das Escolas	51654	217,47	112,66	381,84	41,85
Escolas Municipais	28513	214,31	112,66	367,88	40,91
Escolas Estaduais	23141	221,38	112,73	381,84	42,66

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da Prova Brasil/INEP, 2007.

Tabela 2 – Estatística da Proficiência em Matemática na Prova Brasil dos alunos da 8ª série (9º ano) do Ensino Fundamental da rede pública - 2007

	Observações	Média	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
Total das Escolas	52839	226,63	138,74	414,29	39,88
Escolas Municipais	29062	224,29	138,74	411,35	38,92
Escolas Estaduais	23777	229,52	138,75	414,29	40,85

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da Prova Brasil/INEP, 2007.

Serão utilizadas variáveis referentes à infraestrutura da escola, às características dos professores e dos alunos. Como a Prova Brasil apresenta apenas dados dos alunos da zona urbana e que estudam na rede pública, será investigado os efeitos da localização dos alunos na região semiárida cearense e também da rede municipal de ensino. A inclusão da variável referente ao Semiárido se deve as diferenças dos indicadores educacionais entre os municípios inseridos na região e aqueles que não fazem parte. A variável referente a possuir computador em casa é uma *proxy* para nível de renda, assim como reflete o acesso à informação pelo aluno. Baseado no estudo de Menezes e Soares (2010), será utilizada uma variável para medir o efeito de o aluno trabalhar fora em seu desempenho. Com relação a educação dos pais, será analisada variáveis sobre o fato de estes saberem ou não ler e escrever. Utiliza-se para ver o efeito do salário dos professores, uma *dummy*, com valores 1 para salário até R\$ 760,00 e 0 para valores mais baixos. Isso porque, no questionário com característica dos professores o intervalo até este valor é o segundo menor considerada. As demais variáveis se referem à formação dos professores e as condições da escola.

Para cada variável, é apresentada a sua frequência no total de alunos que fizeram à prova (alunos válidos) e responderam ao questionário. No tratamento da base de dados, foram excluídos os alunos que apresentaram *missing* ou valores perdidos em pelo menos uma das variáveis, em cada disciplina separadamente.

A tabela 3 mostra as variáveis explicativas utilizadas na estimação do modelo para o desempenho dos alunos.

Tabela 3 – Variáveis explicativas utilizadas no modelo e dados descritivos dos alunos

Variáveis explicativas	Descrição	Matemática	Português
Localização			
sa	Área Semiárida =1 ; caso contrário= 0	57,9	57,9
Características dos alunos e seus familiares			
Sexo	Aluno do sexo masculino =1 ; caso contrário= 0	44,6	48
Trab	Aluno trabalha fora =1 ; caso contrário= 0	18,3	18,3
Reprov	Possui uma ou mais reprovações =1 ; caso contrário= 0	32,1	32,1
pai_analfa	Pai analfabeto =1 ; caso contrário= 0	23,5	23,5
mae_analfa	Mãe analfabeta =1 ; caso contrário= 0	13,9	13,9
possui_PC	Possui computador em casa =1 ; caso contrário= 0	5,4	5,3
Características dos professores			
esc_prof_em	Professor com escolaridade até o Ensino Médio =1 ; caso contrário= 0	3,5	2,3
sal_760	Salário do professor até 760 reais =1 ; caso contrário= 0 ⁵	43,8	45
licen_mat	Professor tem ensino superior em pedagogia ou licenciatura em matemática =1 ; caso contrário= 0	59,6	-
licen_port	Professor tem ensino superior em pedagogia ou licenciatura em Português =1 ; caso contrário= 0	-	72,9
Características da escola			
esc_Munic	Escola Municipal =1 ; caso contrário= 0	55,3	55,2

⁵ Valor equivalente a 2 salários mínimos em 2007, data do exame considerado.

ins_hid_inad	Instalações hidráulicas inadequadas =1 ; caso contrário= 0	13,2	13,1
sala_ilum	Salas de aula com iluminação =1 ; caso contrário= 0	88	88,3
não_arej	Salas de aula não arejadas =1 ; caso contrário= 0	27,5	26,9
pc_alunos	Escola com mais de 30 computadores para uso dos alunos =1 ; caso contrário= 0	0,4	0,4
bib_inex	Biblioteca inexistente =1 ; caso contrário= 0	5,6	5,5
freq_bib_ate50	Frequencia dos alunos na biblioteca menor que 50% =1 ; caso contrário= 0	39	38,8
conserv_liv_ruim_pes	Conservação dos livros ruim ou péssima =1 ; caso contrário= 0	5,1	5,1
conserv_esc_reg_pes	Conservação da escola ruim ou péssima =1 ; caso contrário= 0	25,9	26
Total de alunos - Matemática			52839
Total de alunos - Português			51654

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da Prova Brasil/INEP, 2007.

4. RESULTADOS⁶

4.1. Estimação por Mínimos Quadrados (MQO)

Nos resultados mostrados na tabela 4 para os exames de Língua Portuguesa e Matemática, respectivamente, a localização do aluno na região semiárida se mostrou significativa, tendo um impacto negativo sobre as notas das duas disciplinas. O mesmo ocorre com alunos que estudam em escolas municipais, que perdem em média 4,4 pontos em Língua Portuguesa e 2,9 em Matemática.

Com relação às características dos alunos, o sexo da criança não influenciou nos resultados de Língua Portuguesa, mas em Matemática, considerando um nível de significância de 10%, alunos do sexo masculino têm desempenho maior em 0,6 pontos.

O fato de o aluno possuir computador, além de ser considerado um elemento importante para seu aprendizado, também representa as condições de renda familiar, uma vez que ter um computador em casa ainda não é possível para famílias com rendimentos mais baixos. A presença de computador no domicílio contribuiu de forma significativa nos dois exames observados. Quanto à escolaridade dos pais, alunos cuja mãe ainda é analfabeta possuem desempenho inferior, porém, se o pai for analfabeto, não influencia no seu desempenho. Isso reflete a importância e a influência das mães no processo de aprendizagem.

É importante observar o efeito do trabalho sobre as notas, especialmente em Língua Portuguesa, do qual os alunos perdem em média 1,04 pontos nos exames. Trabalhar fora, portanto prejudica o aprendizado. Além disso, o ingresso precoce no mercado de trabalho reflete os problemas

⁶ Para a estimação por MQO e MQR foi utilizado o programa econométrico STATA 9.

econômicos das famílias, que obriga às crianças e aos adolescentes contribuírem na renda familiar. A reprovação também influencia negativamente nos resultados, isso porque alunos que já reprovaram são àqueles que apresentam mais dificuldades de aprender.

Tabela 4 – Resultados do modelo para Língua Portuguesa e Matemática por MQO – alunos da 8ª série - Ceará

Variáveis	Língua Portuguesa				Matemática					
	Coefficiente	Desvio Padrão	t	p>t	Coefficiente	Desvio Padrão	t	p>t		
sa	-7,0698	0,384	-18,4	0.000	-5,43171*	0,362	-15,02	0.000		
Sexo	-0,2482	0,365	-0,68	0.497	0,60728**	0,353	1,72	0.085		
esc_Munic	-4,42274*	0,404	-10,9	0.000	-2,87104*	0,385	-7,46	0.000		
Reprov	-0,77686*	0,396	-1,96	0.050	-0,85515*	0,376	-2,28	0.023		
Trab	-1,04712*	0,480	-2,18	0.029	-0,81504**	0,457	-1,78	0.075		
possui_pc	1,92447*	0,821	2,34	0.019	1,98725*	0,774	2,57	0.010		
mae_analfa	-0,83648**	0,447	-1,87	0.061	-1,05191*	0,517	-2,03	0.042		
pai_analfa	-0,75363	0,546	-1,38	0.168	-0,17897	0,423	-0,42	0.672		
esc_prof_em	-3,10090*	1,280	-2,42	0.015	-3,06317*	0,969	-3,16	0.002		
licen_port_ped	2,68744*	0,426	6,3	0.000	-	-	-	-		
licen_mat_ped					1,98115*	0,376	5,27	0.000		
sal_760	-0,52774	0,387	-1,36	0.172	-2,79119*	0,363	-7,69	0.000		
ins_hid_inad	-1,46833*	0,680	-2,16	0.031	-1,58971*	0,643	-2,47	0.013		
inst_ele_inad	-0,65389	0,673	-0,97	0.331	-1,18890**	0,634	-1,87	0.061		
sala_ilum	2,52549*	0,699	3,61	0.000	0,10211	0,662	1,54	0.123		
não_arej	-0,88569*	0,457	-1,94	0.053	-1,32209*	0,433	-3,05	0.002		
pc_alunos	10,2909*	2,900	3,55	0.000	9,71148*	2,722	3,57	0.000		
bib_inex	-2,72924*	0,883	-3,09	0.002	-1,06496	0,839	-1,27	0.205		
freq_bib_ate50	-3,18192*	0,390	-8,16	0.000	-2,51200*	0,369	-6,8	0.000		
conserv_liv_ruim_pes	-4,58107*	0,879	-5,21	0.000	-2,99818*	0,835	-3,59	0.000		
conserv_esc_reg_pes	-1,63913*	0,474	-3,46	0.001	-1,87177*	0,448	-4,18	0.000		
cons	225,412	0,548	411,6	0.000	234,452	0,433	541,58	0.000		
	Número de observações				51654	Número de observações				52839
	R ²				0,19	R ²				0,15
	F (20, 51633)				50,04	F (20, 52818)				39,97
	Prob > F				0	Prob > F				0

Fonte: Resultados de pesquisa.

Nota: (*) significância de 5%

(**) significância de 10%

Analisando as variáveis referentes aos professores, é possível observar o quanto que a formação dos professores contribui para o desempenho dos alunos. Alunos que possuem professores com até no máximo o nível médio concluído perderam, em média, 3 pontos de sua nota. Além do mais, se os professores possuem formação superior com licenciatura na disciplina lecionada ou em pedagogia, o impacto é significativamente positivo. Salários baixos aos professores contribuíram negativamente nas notas dos alunos apenas em Matemática.

Sobre a infraestrutura escolar e alguns recursos que é oferecido aos alunos, a existência de bibliotecas foi determinante apenas para os resultados de Língua Portuguesa. Com relação à baixa

frequência dos alunos a biblioteca, tem-se um impacto negativo nas notas dos alunos nos dois exames. Além disso, o impacto da baixa frequência à biblioteca é maior do que a sua inexistência. Isso evidencia que, é necessário não apenas a escola oferecer bibliotecas, mas que os alunos a utilizem. Também deve-se observar a conservação dos livros utilizados, pois livros mal conservados têm impacto negativo, principalmente nas notas de Língua Portuguesa, que reduz em média 4,6 pontos. Alunos que estudam em escolas com uma quantidade considerável de computadores para seu uso apresentam desempenho, em média, maior do que aqueles que estudam em escolas com poucos computadores para os alunos. Nota-se que salas iluminadas são determinantes apenas para os resultados de Língua Portuguesa, contribuindo de forma positiva. Salas de aula não arejadas contribuíram negativamente nos dois exames. A má conservação da escola se mostrou significativa ao desempenho dos alunos, influenciando-o negativamente, assim como instalações hidráulicas inadequadas ou inexistentes.

As variáveis analisadas são conjuntamente significantes, mesmo que expliquem apenas 19% do desempenho em Língua Portuguesa e 15% em Matemática. Os trabalhos de Menezes e Soares (2010), que estimaram por MQO, também encontraram baixo R^2 , mesmo que acrescentando mais variáveis na análise.

4.2. Estimação por Regressões Quantílicas (MRQ)

Ao analisar o desempenho dos alunos pela distribuição das notas, por meio de regressões quantílicas, percebe-se um comportamento diferenciado de algumas variáveis, em cada quantil observado. Os resultados para Língua Portuguesa e Matemática, são expostos nas tabelas 5 e 6, respectivamente.

Morar em algum município da área semiárida, tem um impacto maior para os alunos cujas notas estão nos últimos quantis, tanto na distribuição das notas de Língua Portuguesa, quanto de Matemática.

Para o 25° quantil (1° quartil) das notas em Língua Portuguesa, ou seja, onde se situam os alunos com menores notas, os fatores como a localização na região semiárida, dependência administrativa, analfabetismo da mãe, escolaridade dos professores, inexistência de bibliotecas e frequência dos alunos a ela, conservação dos livros e computadores para uso dos alunos, assim como salas iluminadas e salas não arejadas, se mostraram significantes a um nível de 5%. Para a mediana da distribuição, a variável relativa a professores com escolaridade até o ensino médio não se mostrou significativa, mas o fato de o aluno trabalhar fora e possuir computador em casa, além de salários dos professores até 700,00 reais e a conservação da escola, passaram a ser determinantes. O fato de o aluno ter reprovado mais de uma vez é determinante a um grau de significância de 10%, nesse quantil da distribuição.

Para o 3º quartil, as variáveis referentes a professores com até ensino médio e que recebem até 700,00 reais passa a ser significantes apenas a 10%. A inexistência de bibliotecas e o fato de a escola possuir uma quantidade considerável de computadores para o uso dos alunos foi insignificante para esse quartil da distribuição. Nesse quartil, a reprovação do aluno passa a ser significativa a 5%.

Tabela 5 – Resultados do modelo para Língua Portuguesa por MRQ – alunos da 8ª série - Ceará

Notaport	1º Quartil		Mediana		3º Quartil		4º Quartil	
	Coefficiente	T	Coefficiente	t	Coefficiente	t	Coefficiente	t
sa	-6,2257*	-11,04	-7,6489*	-12,95	-8,4282*	15,23	-9,3299*	-5,85
Sexo	-0,0154	0,98	-0,4991	1,03	-0,5207	-1,12	-1,8376	-1,17
esc_Munic	-3,5374*	-6,61	-4,6371*	-8,65	-5,8185*	-11,66	-6,0007*	-3,57
Reprov	-0,57	-1,13	-0,7570**	-1,63	-1,2608*	-2,27	-2,4708	1,44
Trab	-1,0062	-1,46	-1,2063*	-2,48	-0,9754	-1,36	0,3704	-0,18
possui_pc	1,8088	1,37	1,9881*	2,23	2,7935*	2,95	5,2940*	2,58
mae_analfa	-0,8630*	-2,62	-1,0168*	-2,4	-1,0278	-1,63	-2,3824	-1,26
pai_analfa	-0,6027	-0,79	-0,7099	-0,79	-0,3609	-0,33	-0,3358	-0,15
esc_prof_em	-2,6958*	-3,02	-1,3282	-0,97	-3,8755**	-1,9	-10,5745*	-1,96
licen_port_ped	1,7816*	3,33	3,0967*	7,04	3,1378*	5,89	2,9824**	1,62
sal_760	-0,5448	-1,25	-1,1115*	-2,05	-0,9519**	-1,74	0,9473	0,58
ins_hid_inad	0,0053	0,01	-1,3563	-1,62	-2,1975**	-1,75	-7,4800*	-2,8
inst_ele_inad	-1,0988**	-1,8	-0,665	-0,81	-0,302	-0,29	-1,2966	-0,48
sala_ilum	2,1236*	2,98	3,1312*	3,51	2,3375*	2,26	4,0433	1,36
não_arej	-1,4909*	-4,12	-0,8002**	-1,74	-0,3929	-0,82	-3,1770**	-1,62
pc_alunos	13,1517*	5,08	11,3761	3,35	8,4743	1,49	-11,9438	-0,96
bib_inex	-4,1309*	-2,93	-2,7721*	-2,14	-0,7376	-0,66	-0,8853	-0,22
freq_bib_ate50	-3,1064*	-5,73	-3,1367*	-6,37	-3,3654*	-5,69	-4,7700*	-2,89
conserv_liv_ruim_pes	-3,6399*	-2,93	-4,6356*	-6,56	-6,5553*	-5,99	-2,7752	-0,7
conserv_esc_reg_pes	-0,7947	-1,23	-2,0315*	-2,99	-2,3418*	-2,77	-0,5642	-0,29
cons	194,24	251,61	224,23	390,87	255,53	360,08	330,68	137,30

Fonte: Resultados de pesquisa.

Nota: (*) significância de 5%

(**) significância de 10%

Para o último quartil considerado, onde se situam as maiores notas, poucas variáveis se mostram significantes, mostrando que possivelmente, fatores não observados, como dedicação dos alunos, estejam determinando o seu desempenho. Nesse quantil, o fato de o aluno possuir computador tem maior impacto do que nos demais quantis, o que evidencia a influência não só do acesso à informação em casa, como também as condições familiares dos alunos. Entretanto, é neste quantil que a localização na região semiárida e pertencer à rede municipal apresentam um maior impacto negativo, mostrando que ainda existe um diferencial em relação à área onde os municípios se localizam mesmo em um grupo de alunos com as maiores notas, onde alunos com bons resultados têm seu desempenho prejudicado pelos problemas existentes no Semiárido e na rede municipal.

Assim como nos resultados de Língua Portuguesa, considerando as notas de Matemática, além da variável referente ao Semiárido, o fato de estudar em escola municipal, a escolaridade dos professores e a baixa frequência à biblioteca se mostraram significantes a um grau de 5% para os quantis observados. O impacto negativo de professores com até o nível médio é maior para os estudantes que se encontram até o 1º quartil da nota. Possivelmente, para esse grupo de alunos, a

existência de professores com baixa escolaridade seja maior. Professores com pedagogia ou licenciatura em Matemática foram mais influentes para os quantis mais altos, com exceção do quantil mais alto, que se torna insignificante. A inexistência de bibliotecas não influenciou no desempenho em Matemática, assim como visto na estimação por MQO, mas a baixa frequência dos alunos à biblioteca tem impacto negativo a todos os quantis.

Tabela 6 – Resultados do modelo para Matemática por MRQ – alunos da 8ª série - Ceará

notamat	1º Quartil		Mediana		3º Quartil		4º Quartil	
	Coefficiente	t	Coefficiente	t	Coefficiente	t	Coefficiente	t
sa	-4,8375*	11,57	-5,5167*	-14,83	-6,2436*	-12,56	-9,3510*	-4,88
Sexo	0,4835	1,06	0,6292	1,38	0,442	0,73	-1,4430	-0,74
esc_Munic	-2,3050*	-5,21	-2,8608*	-4,84	-3,4824*	-4,65	-6,0820*	-2,95
reprov	-0,836	-1,59	-0,8733**	-1,93	-0,4336	-0,74	-2,3840	-1,13
Trab	-0,535	-0,95	-1,0200*	-2,18	-0,3963	-0,47	-1,2390	-0,49
possui_pc	0,4258	0,34	0,6232	0,7	2,9448*	3,03	11,2400*	2,70
mae_analfa	0,685	0,23	-1,0367	-1,61	-1,4432*	-2,2	-6,2501*	-2,14
pai_analfa	-1,0608**	-1,72	-0,1233	-0,21	-0,3728	-0,52	0,6150	0,26
esc_prof_em	-4,4640*	-4,08	-2,6808**	-1,85	-2,8372*	-1,96	-16,2350*	-3,00
licen_mat_ped	0,9913*	2,22	1,6617*	3,29	3,0456*	6,14	1,8940	0,9
sal_760	-2,1575*	-3,79	-3,0042*	-6,18	-3,9184*	-9,59	-1,3799	-0,68
ins_hid_inad	-0,866	-0,87	-1,3108	-1,65	-2,7908*	-2,83	-1,8250	-0,52
inst_ele_inad	-0,6637	-0,64	-1,1433	-1,42	-0,8668	-0,88	-6,7580*	-2,01
sala_ilum	0,8853	0,8	0,3808	0,39	1,5784**	1,64	0,5580	0,16
não_arej	-1,1540*	-2,35	-0,3892	-0,76	-0,8588**	-1,65	-4,9090*	-2,12
pc_alunos	11,9615*	8,57	10,6208*	6,63	6,1716	1,57	-3,9100	-0,27
bib_inex	-1,042	-0,84	-1,5417	-1,33	-0,8596	-0,71	-3,4370	-0,69
freq_bib_ate50	-1,8045*	-3,62	-1,9475*	-3,65	-2,6444*	-5,16	-12,8710*	-6,46
conserv_liv_ruim_pes	-2,7015*	-2,75	-1,2717	-1,62	-2,7356*	-2,45	-3,5180	-0,70
conserv_esc_reg_pes	-1,1533**	-1,92	-2,0825*	-2,86	-1,9684*	-4,08	-8,0070*	-3,17
_cons	204,99	407	231,78	466,4	259,89	364,48	354,08	135,86

Fonte: Resultados de pesquisa

Nota: (*) significância de 5%

(**) significância de 10%

Para o último quantil considerado, diferente do que ocorre no exame de Língua Portuguesa, algumas variáveis, como conservação da escola regular ou péssima e mãe analfabeta, mostraram-se significantes e influenciam negativamente o desempenho em Matemática. Percebe-se que, mesmo em uma situação de bom desempenho, estes fatores prejudicam alunos que possuem essas características, impedindo-os de apresentarem melhores resultados.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao estimar o desempenho dos alunos cearenses da 8ª série na Prova Brasil, percebe-se o impacto negativo da localização do aluno na região semiárida do estado. Isso reflete que os problemas observados nos municípios do Semiárido estão gerando problemas na aprendizagem dos estudantes. Além disso, alunos de escolas municipais apresentam desempenho pior do que os de escolas estaduais ou federais. Em geral, as escolas de responsabilidade dos municípios possuem carência de recursos financeiros, que possivelmente prejudica o aprendizado. Ainda em relação aos fatores escolares, alguns fatores negativos relacionados à infraestrutura escolar prejudicam de forma significativa o desempenho estudantil, tais como: a conservação da escola, a inexistência de bibliotecas, condições hidráulicas, conservação dos livros e salas que não são arejadas. Iluminação e um número considerável de computadores para uso dos alunos contribuem para o aprendizado. Por esses fatores, percebe-se a importância de um ambiente escolar adequado para o desempenho dos alunos. Constata-se que é preciso não apenas a existência de bibliotecas nas escolas, mas que estas tenham livros em boas condições, além de que se estimule o seu uso freqüente pelos alunos.

Professores com formação superior na disciplina que leciona ou em pedagogia dão uma contribuição positiva para o desempenho estudantil, ao contrário de professores que possuem no máximo o nível médio. Salários baixos para o corpo docente também têm impacto negativo. Esses resultados evidenciam a importância da qualificação dos professores, além de sua valorização salarial.

A existência de pessoas analfabetas ainda é um problema presente na realidade educacional cearense. Como fora observado, alunos cujas mães são analfabetas apresentam desempenho pior. Entretanto, isso não ocorre caso o pai seja analfabeto, visto que a mãe, em geral, tem papel fundamental na educação do filho.

Alunos que trabalham fora também têm seu desempenho prejudicado. O trabalho infantil, além de ter efeito negativo sobre o aprendizado, reflete as dificuldades socioeconômicas de algumas famílias, cujas crianças ou adolescentes são obrigados a entrar no mercado de trabalho de forma precoce, como forma de contribuir para a renda familiar. Deve-se promover, portanto, iniciativas que afastem crianças do trabalho, para que possam se dedicar integralmente a uma boa formação pessoal.

A necessidade de se estimar o desempenho escolar por regressões quantílicas se deve ao fato de que tais fatores podem influenciar de forma diferenciada em cada quantil de nota, como fora

observado nas estimações por MRQ. A maioria dos fatores analisados tem impacto significativo nos quantis observados, entretanto, diferem-se a magnitude deste impacto.

Como visto, o fato de residir em um município no Semiárido cearense prejudica o desempenho dos alunos, mesmo em um grupo de alunos que tiveram melhores resultados. Desta forma, é necessária uma atenção especial às escolas localizadas nessa região.

REFERÊNCIAS

ALBERNAZ, A.; FERREIRA, H.G.; FRANCO, C. Qualidade e equidade no Ensino Fundamental brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: IPEA, v. 32. n. 3. p. 453-476, dez. 2002.

BRASIL. **Constituição da República Federativa do Brasil de 1988**. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constitui%C3%A7ao.htm Acesso em: 15 de setembro de 2010.

_____. Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/L9394.htm. Acesso em: 15 de setembro de 2010.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using Stata**. Texas: Stata Press, 2009.

CASTRO, M. H. G. de. As desigualdades regionais no sistema educacional brasileiro. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. Cap. 15, p. 425-458.

COSTA, L. O. **Efeitos da Gestão Escolar e Características individuais do Diretor Determinantes do Desempenho dos Estudantes do Ensino Fundamental**. 2006. 65 p. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal do Ceará.

FELICIO, F; FERNANDES, R. O Efeito da Qualidade da Escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no Estado de São Paulo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33, Natal, 2005. **Anais ...** Natal: ANPEC, 2005.

FERTIG, Michael. **Who's to Blame?** The determinants of German Students' achievement in the PISA 2000 study. Bonn: IZA, March 2003 (Discussion Paper n. 739).

GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica**. 3 ed. São Paulo: Person Makron Books, 2000.

INEP. **Microdados do Censo Escolar de 2007**. MEC: Março de 2009. Disponível em: <http://www.inep.gov.br/basica/levantamentos/acessar.htm>. Acessado em: 30 de março de 2010.

_____. **Microdados da Prova Brasil**. MEC: Maio de 2009. Disponível em: <http://www.inep.gov.br/basica/levantamentos/acessar.htm>. Acessado em: 30 de março de 2010.

JESUS, G. R. de.; LAROS, J. A.. **Eficácia escolar**: regressão multinível com dados de avaliação em larga escala. Aval. psicol. [online]. nov. 2004, vol.3, no.2, p.93-106. Disponível em: <http://pepsic.bvspsi.org.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S167704712004000200004&lng=pt&nrm=iso>. Acesso em: 15 de março de 2010.

MACHADO et al. Qualidade do ensino em matemática: Determinantes do desempenho de alunos em escolas públicas mineiras. **Economia**. Brasília: ANPEC, jan./abr. 2008, v.9 n.1, p. 23-45. Disponível em: http://www.anpec.org.br/revista/vol9/vol9n1p23_45.pdf. Acesso em: 25 de março de 2010.

MELLO, J. C. C. B. S. de. Curso de análise de envoltória de dados. In: Simpósio Brasileiro de Pesquisa Operacional, 37, Gramado, 2005. **Anais ...** Gramado: SBPO, 2005.

MENEZES, T. A. de; SOARES, S. C. Os determinantes do desempenho escolar: uma análise para o estado pernambucano. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 15, Fortaleza, 2010. **Anais....** Fortaleza: ANPEC, 2010, CD-ROM.

MENEZES-FILHO, N. **Os determinantes do desempenho escolar no Brasil**. São Paulo: IBMEC, 2007. Disponível em: http://www.eg.fjp.mg.gov.br/seminarioiv/download/menezes_filho.pdf>. Acesso em: 25 de março de 2010.

OLIVEIRA, V. H. **A informalidade e o diferencial de salários no mercado de trabalho cearense**. Fortaleza: IPECE, abr., 2009. (texto para discussão n. 58). Disponível em: <http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/textos_discussao/TD_58.pdf>. Acesso em: 15 de setembro de 2010.

RIBEIRO, E. de C. M.; OLIVEIRA, L. R.; SILVA, M. M. C. **Condições educacionais no Semiárido brasileiro**. Fortaleza: IPECE, jul., 2010. (texto para discussão n. 85). Disponível em: <http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/textos_discussao/TD_76.pdf>. Acesso em: 22 de agosto de 2010.

SICSÚ, J. Taxa de câmbio dentro de uma estratégia de desenvolvimento. **Econômica**. Rio de Janeiro: EdUFF, v.11, n.1, p. 39-47, jun. 2009.

DINÂMICA INDUSTRIAL CEARENSE E SUAS INTERAÇÕES INTER/INTRA-REGIONAIS E INTERNACIONAIS

Elano Ferreira Arruda¹

Roberto Tatiwa Ferreira²

RESUMO

Choques econômicos causados por alterações nos preços de insumos, no clima, no padrão tecnológico, nas políticas públicas, no câmbio e em várias outras variáveis podem ocorrer em uma região e gerar efeitos apenas nela mesma ou se propagar para as demais. Este artigo estuda o comportamento dinâmico da atividade industrial cearense e suas interdependências regionais e externas através de modelos vetoriais dinâmicos com restrições nos parâmetros estimados de forma sistêmica. Dentre os principais resultados, destacam-se as evidências em favor de uma interação da atividade industrial entre as regiões brasileiras e destas com o setor externo, na qual a região Sudeste apresenta os maiores e mais persistentes efeitos sobre as demais regiões. A análise para a economia cearense revelou que choques na região Nordeste provocam uma resposta positiva e instantânea da economia em questão, efeito esse também encontrado na análise inversa, mas com menor impacto. Ademais, verificou-se que os efeitos sobre a atividade industrial do estado do Ceará provocados por choques positivos na atividade industrial das regiões Sudeste e Sul são maiores que os da região Nordeste.

Palavras-Chave: Indústria, Ceará, Interdependência Regional, Setor Externo

ABSTRACT

Economic shocks caused by changes in input prices, climate, technological processes, public policy, exchange rate, for example, can occur in a region and generate effects not only in itself, but also spread to the others. This paper studies the dynamic behavior of industrial activity in Ceará and its regional and external interdependencies through a vector autoregressive model with restrictions on parameters. Among the main results, we highlight the evidence of industrial activities interactions between Brazilian regions. In this sense the Southeast region produced the largest and most persistent effects on other regions. The analysis for the state of Ceará shows that its industrial activity is more affected by shocks in the industrial production growth rate of Southeast and South than its own region – Northeast. Moreover, it was found that the external sector impact on industrial production of all Brazilian regions, including the state of Ceará.

Keywords: Industry, Ceará, Regional Interdependence, External

¹ Professor da UFC, Departamento de Economia, Campus de Sobral.

Doutorando em Economia, CAEN-UFC. Rua Anahid Andrade, 471 - Praça Senador Figueira. CEP 62.011-000.

Centro – Sobral. Telefax: (88) 3613-2829, e-mail: elano@ufc.br.

² Professor do CAEN – Universidade Federal do Ceará. Doutor em Economia, CAEN-UFC. Av. da Universidade, 2700 – 2º andar. CEP 60020-181. Benfica – Fortaleza – Ceará. Telefax: (85) 3366-7751, e-mail: rtf2@uol.com.br.

1. INTRODUÇÃO

Determinadas mudanças na dinâmica industrial ocasionadas por choques nos preços de insumos, no clima, no padrão tecnológico, nas políticas públicas, entre outros, podem ocorrer em uma dada região específica e afetar apenas esta região, ou atingir todas as regiões do país de forma simultânea, ou ainda, ocorrer em uma dada região e gradualmente serem repassados para uma ou mais regiões.

Portanto, uma importante agenda de pesquisa é identificar se, e de que forma a dinâmica de uma região afeta as demais regiões de um país e se tais efeitos dependem do estágio de desenvolvimento desta economia. Este resultado certamente fornece um importante recurso para os formuladores de política, uma vez que se pode identificar o caminho da transmissão da atividade econômica num contexto inter/intra-regional com vista a desenhar uma política mais eficiente canalizada para as regiões com maior potencial propulsor do desenvolvimento de um país.

Entretanto, o processo de abertura comercial experimentado pela economia mundial ao longo dos últimos 30 anos e o estreitamento das interações comerciais entre os países torna a análise de tais repercussões inter/intra-regionais em um contexto de economia fechada extremamente duvidosa. Portanto, apesar de relevantes, as evidências supracitadas precisam levar em consideração a possibilidade de efeitos transbordamentos (*spillovers*) oriundos da participação de outras economias parceiras comerciais no país local.

O Estado do Ceará construiu sua base industrial a partir do Fundo de Desenvolvimento Industrial do Ceará (FDI), instituído pela lei nº 10.367 de 07 de Dezembro de 1979, no governo Virgílio Távora, que se baseava na concessão de incentivos fiscais e apoio a construção de infra-estrutura propícia para o crescimento da indústria. A idéia era transformar o Ceará num novo pólo industrial em contraposição aos pólos de Bahia e Pernambuco. Maia e Cavalcante (2010) destacam os setores metal-mecânico, papelaria, química, cerâmicas, têxteis, vestuário, produtos alimentares, móveis domésticos, calçadista e seus subsidiários como os setores mais beneficiados por esta política. No entanto, tal iniciativa teve seus efeitos potencializados apenas a partir da década de 90, período pós abertura comercial brasileira, como mostram Soares *et all* (2007).

O objetivo principal deste artigo é examinar o comportamento dinâmico da atividade industrial cearense e suas interdependências regionais e externas, para responder algumas questões como, por exemplo, qual o impacto que um choque na atividade econômica das regiões brasileiras sobre o Estado do Ceará? De que forma a atividade econômica cearense afeta a economia nordestina? Qual a região brasileira que apresenta maiores *spillovers* sobre as demais? De que forma o setor externo interfere na dinâmica regional brasileira e na indústria cearense?

Para isso, esta investigação utilizar-se-á de informações mensais sobre a atividade industrial e exportações das regiões brasileiras e do Estado do Ceará, bem como dados de seus principais parceiros comerciais, entre Junho de 1996 e Fevereiro de 2010, e modelos vetoriais dinâmicos com restrições nos parâmetros. Tal técnica se faz apropriada para este objetivo, uma vez que o modelo restrito, como mostra Lutkepohl (2005), provê um estimador robusto e funções de impulso resposta com resultados consistentes.

Este trabalho inova ao utilizar uma técnica ainda não aplicada em estudos desta natureza, ao considerar o setor externo num modelo com perspectivas regionais e locais, ao utilizar técnicas de agregação regionais que refletem, mês a mês, a importância relativa de cada estado na dinâmica industrial da região em que está inserido e, por fim, ao agregar o setor externo a partir de um critério de importância relativa dos países no comércio com cada região específica seguindo a proposta inicialmente utilizada pela metodologia denominada de Global-VAR apresentada por Pesaran, Schuermann e Weiner (2004), o qual estima as

equações de cada unidade econômica separadamente. Neste estudo, o modelo foi estimado através de um método próprio para o sistema como um todo.

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções. A próxima consiste em destacar a história da política industrial no Estado do Ceará e os aspectos teóricos e empíricos que versam sobre o tema economia regional, comércio e integração regional e comércio e crescimento regional com foco na economia brasileira. A terceira seção se reserva à apresentação do banco de dados e a descrição das técnicas para a agregação das variáveis regionais e externas. A descrição da metodologia econométrica é tema da quarta seção. A análise e discussão dos resultados são feitas em seguida. E, por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Política Industrial no Ceará

Uma boa referência sobre a evolução das políticas industriais do estado do Ceará, bem como de suas interações comerciais podem ser encontradas em Soares *et all* (2007), Maia e Cavalcante (2010) e Ablas e Pinto (2009).

Os primeiros descrevem a evolução da política industrial cearense concentrando-as em duas grandes etapas do FDI caracterizadas pela ênfase ao estilo de financiamento industrial, quais sejam espaciais e setoriais. Dentro da primeira etapa, Soares *et all* (2007) destacam dois momentos. O primeiro, entre 1979 e 1995, no qual há uma maior concessão de subsídios para as indústrias que se instalassem no interior do Estado, não sendo relevante a que distância estas estivessem da Região Metropolitana de Fortaleza (RMF) e nem a que setor pertenciam. Após agosto de 1995, as indústrias mais favorecidas seriam aquelas que se instalassem em locais mais distantes da RMF. A segunda etapa, iniciada em 2002, teve como foco a atração de empresas que complementassem a formação de cadeias produtivas. Por fim, após 2003, os mais beneficiados passaram a ser as indústrias estruturantes, com maior teor tecnológico, em detrimento de setores ligados à agroindústria e minerais não-metálicos na busca de inserir, de forma mais competitiva, o Estado do Ceará no comércio internacional.

Na mesma direção, Maia e Cavalcante (2010) destacam que, apenas durante a década de 90, após a abertura comercial brasileira, a política industrial supracitada passou a dar resultados mais significativos, sobretudo após o Plano Real que possibilitou o aumento nas importações. Apesar disso, o grau de abertura do Estado ainda é reduzido e apresentou em 2009 como principais produtos na sua pauta de exportações, os calçados, a castanha de caju, couros e peles, frutas e produtos têxteis; enquanto que, na sua pauta de importações, destacaram-se reatores nucleares, máquinas e equipamentos, produtos químicos, trigo e têxteis, respectivamente. Estas evidências revelam um setor industrial ainda gerador de bens de baixo valor agregado e com forte dependência de produtos com forte teor tecnológico.

2.2. Aspectos Teóricos e Empíricos

Um tópico bastante controverso da teoria econômica é a análise e o tratamento das disparidades das regiões de um País. As diferenças de renda *per capita*, produção, oportunidades, capital humano, produtividade entre regiões denotam o grau de desequilíbrio regional. Esse debate iniciou-se a partir de meados da década de 50 com as idéias de crescimento regional divergente de Myrdal (1963) e Hirschman (1975) contrapondo-se a expansão convergente de Willianson (1965).

Myrdal (1963) argumentava a existência de dois efeitos antagônicos entre si, chamados de efeito retardamento (*backwash effect*) e de efeito espraiamento (*spread effect*). O primeiro efeito é caracterizado como os estímulos que uma região beneficiada com uma nova indústria, por exemplo, ao gerar migração da mão de obra, efeitos multiplicadores do investimento realizado, crescimento do comércio, construção de vantagens competitivas e provimento de uma melhor infra-estrutura na região contemplada em relação às demais regiões do país, potencializando as distorções iniciais.

Na outra direção, haveria as externalidades positivas do aumento da atividade econômica dos pólos de crescimento em direção às regiões menos desenvolvidas através do aumento na demanda por insumos realizada pela primeira região sobre as demais, da possibilidade de transferência da tecnologia, de deseconomias externas, do acréscimo nos custos da mão-de-obra na região que recebeu a indústria, dentre outros. Segundo o autor, apesar de antagônicas, tais repercussões não garantiriam o equilíbrio, pelo menos no curto prazo, gerando divergência no crescimento regional.

Hirschman (1975) faz uma crítica à idéia de crescimento balanceado¹ e, ao analisar as questões inter-regionais e internacionais do crescimento econômico, formula duas hipóteses similares às de Myrdal (1963) quais sejam², efeito gotejamento (*trickling-down*) e efeito polarização (*polarization effects*). Ambos os autores afirmam que o crescimento regional apresenta uma tendência de produção de desigualdades regionais e que o governo tem um papel fundamental na correção destas distorções.

Já Williamson (1965) apresenta uma visão diferente das supracitadas. Para este, os resultados divergentes encontrados por Myrdal (1963) e Hirschman (1975) não se aplicariam a todas as situações e níveis de desenvolvimento dos países, mas seriam típicas de determinados estágios do processo de desenvolvimento econômico. Segundo o autor, os níveis de desigualdade seriam menores quanto menos desenvolvido fosse o país. Detalhando tal visão Azzoni (1993) afirma que, com o desenvolvimento, deseconomias externas se apresentam na região mais rica e economias de aglomeração começam a aparecer nas regiões mais pobres, acarretando numa inversão no fluxo de capitais, que agora buscam melhores oportunidades e maior rentabilidade na região mais pobre. Argumenta ainda que um governo suscetível às questões regionais deva agir na direção da promoção da igualdade e convergência.

A literatura evoluiu na tentativa de expandir e elucidar os aspectos que se encontravam obscuros nos estudos anteriores. Neste sentido, destacaram-se os modelos neoclássicos de crescimento regional e os modelos de expansão regional baseados no lado da demanda com restrições no balaço de pagamentos.

Na primeira classe de estudos, Smith (1975) desenvolve um modelo em que os movimentos de capital e trabalho estão explicitamente incluídos, mantendo a estrutura de um modelo neoclássico de crescimento. O autor considera os seguimentos da produção, do investimento e as condições do mercado de trabalho e testa o modelo para dados dos estados americanos concluindo que os resultados observados estão de acordo com os esperados pelo modelo, quais sejam que o capital move-se na direção das regiões com maior taxa de retorno; que os trabalhadores migram em direção dos estados com maior remuneração; e que há convergência de renda *per capita* entre as regiões.

Os elementos constantes nas hipóteses formuladas por Myrdal (1963) e Hirschman (1975) foram idealizados em um contexto regional inicialmente por Kaldor (1970), e formalizadas num modelo teórico por Dixon e Thirlwall (1975), usualmente denominado como modelo Kaldor-Dixon-Thirlwall (KDT). Um modelo com duas regiões, inicialmente

¹ O argumento de que todos os setores da economia cresceriam à mesma taxa.

² O primeiro é semelhante à idéia do *spread effect*, enquanto o segundo faz referência ao *backwash effect*. Podem ser traduzidos, respectivamente, como “gotejamento” e “efeitos de polarização”.

isoladas entre si, cada qual com uma área agrícola e um centro comercial e industrial. Em determinado momento o comércio é aberto entre as duas regiões. Esses modelos funcionam sob retornos crescentes de escala, com círculos virtuosos de *backwash* e *spread* entre a produção e o crescimento da produtividade, hipótese conhecida por relação de Verdoorn. Para estes autores, o crescimento regional é determinado fundamentalmente pelo crescimento da demanda por exportações, ao qual as taxas de crescimento do investimento e do consumo devem se ajustar.

O modelo KDT apresenta quatro aspectos fundamentais, quais sejam a relação positiva entre a expansão industrial e o crescimento da economia, a lei de Verdoorn, o efeito positivo da taxa de crescimento das exportações no produto e no crescimento de longo prazo e o fato de que os determinantes do crescimento da economia não se restringem apenas aos aspectos do lado da oferta, mas também pela demanda, a qual impõe ao produto a restrição dada pelo balanço de pagamentos.

Em seguida vieram os modelos de crescimento neoclássicos que incorporam dependência espacial, por exemplo, Corrado, Martin e Weeks (2005); os modelos da Nova Geografia Econômica de Krugman (1991), Krugman e Vernables (1990, 1995) e Baldwin *et al* (2003); os modelos de Aglomeração e Economias de Escala de onde surgem as externalidades das localização inicialmente apresentadas por Marshall (1890), Arrow (1962) e Romer (1986), doravante *MAR spillovers*; os modelos de crescimento regional baseados na difusão do conhecimento de Gertler (2003), Autio, Sapienza e Almeida (2000) e, por fim, os sistemas de inovação propostos por Freeman e Soete (1997).

O trabalho de Corrado, Martin e Weeks (2005) reconheceu que na existência de heterogeneidade espacial, haveria clubes de regiões que convergem para diferentes taxas de crescimento de longo prazo. Estes resultados são conhecidos como convergência regional em uma dicotomia centro-periferia. Tais clubes também podem ser construídos a partir da proximidade espacial como os chamados clusters industriais, resultantes de transbordamentos de oferta e demanda e redes interfirmas.

A abordagem da Nova Geografia Econômica baseia-se na hipótese de que o espaço é um fator crucial para determinar o desenvolvimento econômico, sobretudo nos aspectos subjacentes aos fluxos comerciais e a localização industrial. Estes modelos apóiam-se nas hipóteses de concorrência monopolística onde a função de produção das firmas exibe retornos crescentes de escala; ou seja, as empresas podem produzir mais barato, concentrando a produção em um número menor de “plantas” espacialmente co-localizados e com diferenciação do produto. Vale destacar que os retornos crescentes não são necessariamente endógenos às empresas, fortalecendo a idéia de que a aglomeração é causa mais provável das externalidades intrínsecas à localização.

As aglomerações e economias de escala minimizam os custos de transporte e de transação de bens, pessoas ou idéias, proporcionando que as empresas próximas de outras firmas da cadeia de abastecimento podem beneficiar-se dos *MAR spillovers*. Este fenômeno está associado à especialização industrial. No entanto, encontrar padrões de co-localização de clientes e fornecedores podem refletir, ao invés de ter sido criado por, concentração geográfica. A questão da direção da causalidade é o foco atual desta corrente.

Colocando o conhecimento como principal determinante da produtividade, da competitividade e do crescimento econômico regional, Gertler (2003), Autio, Sapienza e Almeida (2000) encabeçam a idéia de crescimento regional baseado na difusão do conhecimento. Os autores diferenciam o conhecimento que é interno à empresa, derivados do *learning by doing*, capital humano e P&D, e os conhecimentos adquiridos no exterior, adquiridos através operações de mercado, tais como as parcerias em P&D com setores externos, e os obtidos através da disseminação. Outra variável destacadamente importante são os limites geográficos, uma vez que os *spillovers* são resultado da co-localização; Ou seja,

uma parte significativa do conhecimento que influencia o crescimento económico é tácito e não se move facilmente de um lugar para outro.

Por fim, Freeman e Soete (1997) salientam que os sistemas de inovação ampliam a capacidade das economias de absorver o conhecimento externo e no caso regional, um sistema de inovação é normalmente composto por empresas, institutos de pesquisa privados, instituições de ensino, departamentos governamentais, agências de transferência de tecnologia e subsistemas sociais, que interagem continuamente de modo a facilitar a incorporação dos *spillovers* externos.

Do ponto de vista empírico, a investigação dos determinantes do crescimento regional e dos transbordamentos inter e intra-regionais concentram-se na utilização de modelos espaciais e gravitacionais de comércio, de modelos de equilíbrio geral computável (MEGC), e de modelos macroeconómicos.

Baseando-se no modelo de comércio sob competição monopolística entre dois países com custos de transporte desenvolvido por Krugman (1980), os modelos gravitacionais tem como principal justificativa teórica à ideia de que os fluxos bilaterais de comércio são diretamente proporcionais a renda dos países e inversamente proporcionais à distância entre eles, em analogia à fórmula da atração gravitacional entre duas massas.

Porto (2002) analisa os impactos do Mercosul nas regiões brasileiras com um modelo gravitacional expandido por *dummies* representativas para o Mercosul e regiões brasileiras. O autor conclui que os impactos mais significativos do comércio foram nas regiões Sul e Sudeste em relação as demais regiões brasileiras no período entre 1990 e 1998. Portanto, o Mercosul poderia estar contribuindo para o agravamento das desigualdades regionais no Brasil.

Perobelli e Haddad (2006a) encontram, entre outros resultados, uma heterogeneidade espacial no comércio interestadual do Brasil, com o *cluster* de alto comércio localizando-se na porção Centro-Sul do País, enquanto o *cluster* formado por estados com comércio abaixo da média dos vizinhos com o mesmo padrão localiza-se na região Norte. A análise intertemporal realizada por esses autores mostrou que tal padrão não se modificou ao longo do período analisado e concluem que caso este padrão se mantenha, haverá um aumento das disparidades regionais no Brasil.

Por fim, a partir de uma matriz interestadual de insumo-produto para os anos de 1996 e 2002, Perobelli *et al* (2010) buscam identificar e calcular com as interdependências inter-regionais brasileiras. Entre outros resultados, estes autores reportam que: (i) na Região Norte, o Estado do Pará, que tem uma base produtiva fortemente atrelada ao setor extrativo mineral, apresentou fraca integração espacial. Já o pólo eletroeletrônico da zona franca de Manaus no Amazonas, mostrou-se relevante para o estado. Entretanto, seus efeitos de encadeamento para a própria região são incipientes e, portanto, não verificaram a distribuição de renda no contexto intra-regional; (ii) no Sudeste, o Estado de São Paulo destaca-se com forte encadeamento com altos níveis de formação de renda para outros setores formando um círculo “virtuoso” para a economia paulista; (iii) no Sul do Brasil, identificaram resultados expressivos em termos de encadeamento e de desconcentração da interdependência produtiva e (v) no setor agrícola da região Centro-Oeste, houve um aumento do encadeamento com as regiões Norte e Nordeste no período analisado.

Através de modelos MEGC, Perobelli e Haddad (2006b) argumentam que a contribuição do comércio para o desenvolvimento depende, dentre outros fatores, da natureza do setor exportador, da distribuição de seus benefícios e dos *linkages* dos setores exportadores com os demais setores da economia. Já Haddad, Domingues e Perobelli (2002) reportam que a integração económica direcionada pelo governo brasileiro se mostra fortemente susceptível ao agravamento das desigualdades do país; o comércio, considerando aspectos intra-regionais pode estar ocasionando efeitos assimétricos, uma vez que seus benefícios dependem muito da

natureza de sua base exportadora e que tais efeitos no Brasil mostraram-se importantes apenas para aqueles estados com melhor infraestrutura para o comércio.

Os modelos macroeconômicos devem buscar harmonia entre a coerência com a teoria econômica e critérios estatísticos. Estes modelos têm passado por uma série de mudanças nos últimos trinta anos, motivadas tanto pela evolução da teoria econômica e econométrica como pelas grandes transformações das relações econômicas entre países. Diversos estudos deram as suas contribuições nesse período. Os primeiros seguiam a tradicional abordagem da *Cowles Commission*, grandes modelos macroeconômicos com centenas de equações e distinção entre variáveis endógenas e exógenas eram estimados por mínimos quadrados, ou por métodos de variáveis instrumentais.

Em seguida, Sims (1980) levantou sérias críticas sobre a identificação dos modelos de expectativas racionais e sobre a tradicional abordagem da *Cowles Commission* para utilização de modelos de equações simultâneas. Esta crítica impulsionou os estudos na direção da utilização de vetores auto-regressivos (VAR) para a modelagem macroeconômica.

Um terceiro impulso para alterações nos modelos macroeconômicos surgiu a partir do estudo de Nelson e Plosser (1982) os quais mostraram que a hipótese de raiz unitária não podia ser rejeitada para várias séries macroeconômicas dos Estados Unidos, o que trouxe a tona novamente o problema da regressão espúria, observada inicialmente por Yule (1926), Champernowne (1960) e mais recentemente por Granger e Newbold (1974). Posteriormente, os estudos sobre cointegração de Engle e Granger (1987), Johansen (1988) e Phillips (1991) sugeriram técnicas para lidar com o problema de regressão espúria, na presença de variáveis com raiz unitária, o que trouxe importantes avanços para a modelagem macroeconômica.

Os modelos *Dynamic Stochastic General Equilibrium* (DSGE), surgem a partir dos trabalhos de Kydland e Prescott (1982), Long e Plosser (1983) que utilizam um modelo de escolha intertemporal otimizador por parte das famílias e firmas. Originalmente, o foco desses modelos concentrava-se nos fatores reais, como choques de produtividade, mas nos modelos DSGE dos novos keynesianos, como em Kim e Pagan (1995) e Christiano, Eichenbaum e Evans (1998), passou-se a permitir a construção de regras de política monetária, custos de ajustamento, heterogeneidade e progresso tecnológico endógeno, entre outros aspectos. A partir deste momento, muitos modelos DSGE são aproximados através da utilização de um VAR restrito, como nos estudos de Smets e Wouters (2003) e Christiano, Eichenbaum e Evans (2005).

Já a abordagem de modelos macroeconômicos com perspectiva global é observada em Garrat et al. (1998), (2000), (2003a) e (2003b). Nestes estudos, adiciona-se à formulação anterior o setor externo. Estes autores utilizam dados trimestrais, para o Reino Unido, de cinco variáveis domésticas (produto, nível de preços, taxa nominal de juros, taxa de câmbio real e saldo monetário real) e quatro variáveis externas (produto externo, taxa de juros nominal externa, nível de preços externo e preço do petróleo) onde as relações de longo prazo são derivadas, a partir da teoria econômica, baseadas nas relações de produto, comércio, condições de arbitragem entre outras.

Ainda nessa direção, Pesaran, Schuermann e Weiner (2004) e Pesaran e Smith (2005) constroem a metodologia chamada de VAR global (GVAR), a qual permite modelar tanto a influência externa sobre a economia doméstica como a influência desta sobre as flutuações econômicas internacionais.

No que se referem aos modelos econômicos regionais, estes são construídos e moldados a partir de seus congêneres nacionais e, até o presente, verifica-se que a metodologia macroeconômica moderna tem sido subutilizada por pesquisadores da área de economia regional (Rickman, 2010). Portanto, o tratamento macroeconômico baseado nos modelos DSGE e VAR globais ou VAR restritos, podem contribuir com respostas e evidências empíricas sobre os problemas inerentes dessa área.

Uma primeira tentativa de análise dessas interdependências dentro do arcabouço de vetores auto-regressivos pode ser encontrada em Kuzczak e Murray (1986) que analisam o movimento internacional dos ciclos de negócios entre os principais países industrializados do G-7 com enfoque nas interações e transmissões regionais entre Estados Unidos e Canadá com o Resto do Mundo. Os autores utilizam o Índice de Produção Industrial (IPI) como variável de atividade econômica, a inflação dada pelo índice de preços ao consumidor, oferta de moeda medida pelo M1 e a taxa de câmbio numa frequência trimestral entre 1964 e 1984 e concluem que as variáveis do setor externo exercem uma influência forte e estatisticamente robusta sobre as economias do Canadá, Estados Unidos e Resto do Mundo. Portanto, modelos macroeconômicos e/ou regionais de economia fechada que excluem as interferências internacionais são susceptíveis a dar uma visão distorcida das relações econômicas nesses países ou regiões além de deturpar a eficácia das ações de política interna.

Em investigação sobre as ligações inter-regionais no crescimento da renda per capita, Carlino e DeFina (1995) utilizam dados anuais para oito regiões norte americanas entre 1929-1990 e modelos VAR. A partir da análise das funções de impulso resposta, os autores mostram que os choques na taxa de crescimento da renda per capita de uma determinada região têm fortes *spillovers* inter-regionais com respostas que tendem a ser geograficamente dispersas.

Cromwell (1992) analisa a existência de *spillovers* entre o Estado da Califórnia e os seus vizinhos com vistas a observar até que ponto um choque na atividade econômica deste se espalham para os seus estados vizinhos, através de modelos VAR e dados trimestrais entre 1947 e 1991. O autor encontra, entre outros resultados, que a economia da Califórnia tem repercussões importantes em outros estados ocidentais, particularmente aquelas geograficamente muito próximos a ele. E os maiores efeitos foram encontrados no mercado de trabalho e na indústria.

Em estudo recente sobre os possíveis *spillovers* inter-regionais ocasionados por choques na atividade econômica entre as regiões da China, Groenewold, Lee e Chen (2007) utilizam-se de dados do Produto Interno Bruto (PIB) entre 1953 e 2003 e uma classificação de seis regiões. A partir de um modelo VAR restrito encontram, entre outros resultados, que as três regiões centrais, que formam o coração industrial chinesa, *Southeast, Changjiang River e Yellow River* se mostraram fortemente interligadas apresentando fortes *spillovers* positivos. Por outro lado, a Região *Northeast* é fracamente relacionada com as regiões vizinhas, afeta negativamente as regiões mais desenvolvidas, mas recebe transbordamentos positivos das regiões *Southeast, Changjiang River e Yellow River*.

3. BANCO DE DADOS

Para averiguar os impactos inter-regionais e internacionais propostos neste estudo, foram coletadas informações mensais a nível estadual, regional e internacional, considerando o período entre Junho de 1996 e Fevereiro de 2010 das variáveis Índice de Produção Industrial – Indústria Geral – (IPI) calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em nível estadual e em seguida foi feita uma agregação regional mostrada adiante. Devido à indisponibilidade de dados para o IPI de seus estados no período considerado, as regiões Norte e Centro–Oeste foram excluídas da análise.

A variável de atividade internacional utilizada foi o IPI dos principais parceiros comerciais brasileiros no período em análise, quais sejam Estados Unidos, China, Argentina, Alemanha e Reino Unido. Uma agregação com base na participação destes países nas exportações de cada região foi realizada.

As variáveis de produção industrial agregadas para cada região brasileira e setor externo foram construídas a partir de uma adaptação da técnica utilizada em Pesaran, Schuermann e Weiner (2004) como descrito a seguir.

As séries de IPI para cada região brasileira foram obtidas a partir de uma média ponderada das séries específicas de cada estado l na região i , na forma:

$$(1) \quad IPI_{it} = \sum_{l=1}^{N_i} w_{ilt}^0 IPI_{ilt}$$

Vale ressaltar que os pesos w_{ilt}^0 variam mensalmente, dada a participação da produção industrial de cada unidade da federação i participantes da região l para o mês t . Como a região i possui N_i estados, os pesos podem ser descritos como:

$$(2) \quad w_{ilt}^0 = \frac{IPI_{ilt}}{\sum_{l=1}^{N_i} IPI_{ilt}}$$

Ressalta-se, contudo, que não há observações para todos os estados. Por isso, utilizaram-se apenas aqueles cujas informações do IPI encontravam-se disponíveis para o período em análise, quais sejam Bahia, Ceará, Pernambuco no Nordeste³, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul no Sul e Espírito Santo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e São Paulo na região Sudeste.

Essa ponderação visa incorporar possíveis alterações nos ciclos econômicos da produção industrial regional ao longo do tempo e tratar os estados de acordo com a representatividade de seu dinamismo na atividade industrial da região. A evolução média anual desses pesos para as regiões supracitadas pode ser observada na Tabela 1. Nessa tabela verifica-se que o Estado nordestino com maior participação média na composição dos referidos pesos no período foi Pernambuco, com média de 34% de tal atividade. Observa-se também que a diferença na participação de cada um desses estados na formação dos pesos diminuiu ao longo do tempo e que o Estado do Ceará apresentou o maior crescimento relativo no período, cerca de 9%.

A região Sudeste não apresentou forte alteração na participação de seus estados na elaboração dos pesos para compor a atividade industrial agregada. O Estado de São Paulo destaca-se com uma participação média de 26.5%, tendo o Rio de Janeiro a menor, com 22.9%. Na região Sul, pode-se observar a forte evolução do Paraná que, em meados de 2003, passou a ter maior participação nos pesos para o cálculo da produção industrial agregada da região e obteve uma média 35.1%.

Tabela 1: Evolução dos Pesos Estaduais em Cada Região (%)

Ano	Nordeste			Sudeste				Sul		
	Ba	Pe	Ce	ES	MG	SP	RJ	SC	RS	PR
1996	32.3	37.6	30.1	22.5	27.3	28.6	21.6	34.9	31.3	33.8
1997	32.0	37.5	30.4	22.2	27.6	28.9	21.3	34.7	31.9	33.4
1998	33.9	35.1	31.0	22.6	26.4	28.2	22.8	34.2	30.9	34.9
1999	33.6	34.6	31.8	24.1	26.0	26.3	23.6	34.6	31.3	34.1
2000	32.3	33.1	34.6	24.0	26.5	26.2	23.4	34.6	32.8	32.6
2001	33.0	34.2	32.8	23.7	26.1	26.6	23.6	35.1	31.8	33.1
2002	33.4	33.2	33.3	25.0	25.0	25.0	25.0	33.3	33.3	33.3
2003	33.4	33.5	33.1	26.2	25.0	24.4	24.4	31.5	33.3	35.2

³ Vale destacar que a agregação para a região Nordeste considerou apenas os Estados da Bahia e Pernambuco. O Ceará foi considerado à parte com vistas a captar as suas relações inter/intra-regionais e externas.

2004	33.8	32.4	33.8	26.0	24.9	25.6	23.5	32.1	32.4	35.5
2005	34.5	32.7	32.8	25.4	25.6	25.8	23.2	32.4	31.4	36.2
2006	33.8	32.5	33.7	26.2	25.7	25.5	22.7	32.8	31.2	36.0
2007	33.6	33.2	33.2	26.5	26.3	25.4	21.8	32.5	31.4	36.1
2008	33.3	33.6	33.0	27.0	25.7	25.9	21.4	31.2	31.0	37.8
2009	33.1	33.8	33.1	25.6	24.9	26.4	23.0	30.4	30.4	39.2

Fonte: Elaboração Própria

Para captar a participação do setor externo nas regiões brasileiras, uma agregação das variáveis de atividade externa também foi feita de modo semelhante à Pesaran, Schuermann e Weiner (2004). Inicialmente, observou-se que os países que mais interagiram comercialmente com o Brasil em todo o período foram Estados Unidos, China, Argentina, Alemanha e Reino Unido.

Com o objetivo de selecionar apenas os parceiros mais representativos, uma agregação dos pesos mencionados acima foi executada para as cinco nações supracitadas com base na participação destas nas exportações da região i no ano t , na forma:

$$(3) \quad w_{ijt}^* = \frac{w_{ijt}}{\sum_j w_{ijt}}$$

Onde w_{ijt} denota o peso do país j nas exportações da região i , no ano t , fornecido pela SECEX/MDIC⁴. O objetivo é agregar o setor externo a partir de um critério de importância relativa destas economias no comércio brasileiro. Em seguida, utilizam-se esses novos pesos, w_{ijt}^* , para construir o IPI externo de cada região com base em uma média ponderada da produção industrial de cada país.

$$(4) \quad IPI_{it} = \sum_j w_{ijt}^* IPI_{jt}$$

* * *

Os Índices de Produção Industrial para cada país estrangeiro foram extraídos das Estatísticas Financeiras Internacionais (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI). Portanto, cada região brasileira e o Estado do Ceará terão uma medida de atividade externa correspondente às suas interações comerciais. A variável de exportação regional foi obtida junto a SECEX/MDIC. Vale destacar que esta variável foi devidamente deflacionada pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI).

A Tabela 2 reporta à evolução dos pesos supramencionados. Observou-se que o país com maior participação no comércio com a região Nordeste foram os Estados Unidos, com 53% de participação média, e a Argentina, que apresentou interação comercial média de 20.8%. No mesmo período verificou-se uma forte evolução da participação da economia Chinesa no nordeste brasileiro tornando-se, após 2008, o seu segundo maior parceiro comercial.

Tabela 2: Participação dos Países nas Exportações Regionais (em %)

Ano	Nordeste					Sudeste					Sul				
	EUA	GER	ARG	UK	CH	EUA	GER	ARG	UK	CH	EUA	GER	ARG	UK	CH
1996	66.1	4.5	23	4.1	2.3	53.8	9.9	27.4	5.4	3.4	48.4	12.5	24.7	7.7	6.7
1997	66.1	4.5	23	4.1	2.3	53.8	9.9	27.4	5.4	3.4	48.4	12.5	24.7	7.7	6.7
1998	66.1	4.5	23	4.1	2.3	53.8	9.9	27.4	5.4	3.4	48.4	12.5	24.7	7.7	6.7
1999	66.1	4.5	23	4.1	2.3	53.8	9.9	27.4	5.4	3.4	48.4	12.5	24.7	7.7	6.7
2000	66.1	4.5	23	4.1	2.3	53.8	9.9	27.4	5.4	3.4	48.4	12.5	24.7	7.7	6.7
2001	69.3	2.9	19.2	5	3.6	57.7	8.9	21.3	5.1	7	51.8	11.4	18.8	9.9	8.1
2002	70.4	2.8	15.6	7.6	3.6	65.7	10.9	10.9	4.9	7.7	58.1	10.4	6.8	11	13.6
2003	64.1	5	20	6.2	4.8	57.3	8.8	15.4	4.5	13.9	46.9	12.2	13.8	8.7	18.4
2004	60.8	5.7	22.5	5.1	5.9	55.4	9.3	20.5	3.5	11.3	44.2	11.4	17.2	8.6	18.6
2005	54.8	5.5	22	5.7	12.1	50.4	8.9	23.5	3.8	13.4	43.5	16	19.9	9.3	11.3
2006	53.8	6.3	22.2	5.1	12.6	49	9.6	23.8	4.1	13.5	41.1	14.5	23.2	8.9	12.4
2007	50.3	5.2	21.9	6	16.7	44.9	11.2	25.2	4.4	14.4	32.2	15.7	26.4	7.7	18
2008	46.5	9.8	21.1	5.7	16.9	40.8	11.4	26.1	4.4	17.4	29	15.4	25.1	6	24.5
2009	38.4	8.5	18.9	7.5	26.6	31.1	10.2	24.3	6.4	28	20.4	14.6	28.3	5.6	31
2010	35.7	7.2	13.4	9.9	33.8	29.8	10.7	26.3	5	28.2	24.6	18.2	32.5	7.8	16.9

Fonte: Elaboração Própria a Partir das informações da SECEX/MDIC.

Considerando o Sudeste brasileiro, nota-se que, assim como na região anterior, os Estados Unidos fora a economia com maior participação média na ordem de 50%. A participação chinesa cresceu mais de 700% no período à custa de uma redução de 44.6% e 7.5% de Estados Unidos e Argentina, respectivamente.

Na região Sul, a China apresentou crescimento de 153%, seguida pela Alemanha com 46% de avanço nas exportações desta região. Entretanto, a China terminou o período apenas como a terceira maior parceira comercial e, a partir de 2008, observa-se uma forte alteração na dinâmica da participação do setor externo, tendo a liderança sido alternada entre Estados Unidos, China e Argentina, respectivamente.

Dado às dimensões continentais do Brasil, bem como a heterogeneidade dos processos

produtivos entre as suas regiões, se faz necessário uma análise das interações de cada região com o setor externo. O Nordeste apresentou uma evolução de 306% nas exportações. Os principais importadores dos produtos e serviços nordestinos em 2009 foram os Estados Unidos (16,9%), a China (11,7%), a Argentina (8,32%), a Holanda (8%) e a Alemanha (3,8%). A região Sudeste teve crescimento das exportações na ordem de 321% na qual Estados Unidos (12%) e a China (11%) foram seus principais parceiros. Em 2009 a região Sul exportou mais para a China (11,34%) e para a Argentina (10,33%).

O gráfico 1 mostra a evolução da participação dos principais parceiros comerciais nas exportações cearenses entre 1996 e 2010. Observa-se uma maior interação com os Estados Unidos durante todo o período e forte evolução da Argentina, Reino Unido e China no período analisado.

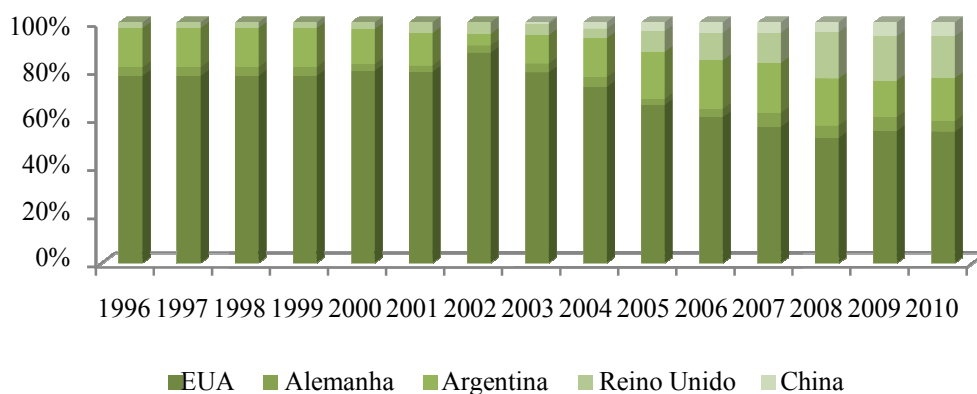


Gráfico 1: Evolução dos Pesos dos parceiros comerciais nas exportações do Ceará
 Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados d SECEX/MDIC

A Tabela 3 apresenta a composição média das Exportações e Importações por região brasileira, entre 1996 e 2009. Observa-se que dentre as regiões consideradas neste estudo, o Sudeste apresentou maior participação nos manufaturados em suas exportações, algo em torno de 64%. Já as regiões Norte e Centro-Oeste tiveram maior participação de produtos básicos, com 41.4% e 80%, respectivamente.

Tabela 3: Composição Média das Exportações e Importações entre 1996 e 2009 (%)

Região		NO	NE	CO	SE	SUL
Exportações	Básicos	41.4	20.1	80.1	22.1	36.6
	Semimanufaturados	29.2	33.4	13.7	14.1	9.9
	Manufaturados	29.4	46.5	6.2	63.8	53.5
Importações	Básicos	1.6	21.7	19.7	14.1	24.9
	Semimanufaturados	3.0	2.7	7.5	3.3	6.2
	Manufaturados	95.4	75.6	72.9	82.6	68.9

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações da SECEX/MDIC

O gráfico abaixo mostra a composição média das Importações (M) e Exportações (X) cearenses entre 1996 e 2009. Observa-se que, em termos de exportações, a atividade econômica cearense mostrou forte participação dos básicos e dos manufaturados com, respectivamente, 37% e 46% das exportações totais. Enquanto que sua pauta de importações, revelou forte dependência da economia cearense em relação a produtos de alto valor agregado com uma participação média de cerca de 68% dos manufaturados, além de uma importante proporção, 29%, de bens considerados básicos.

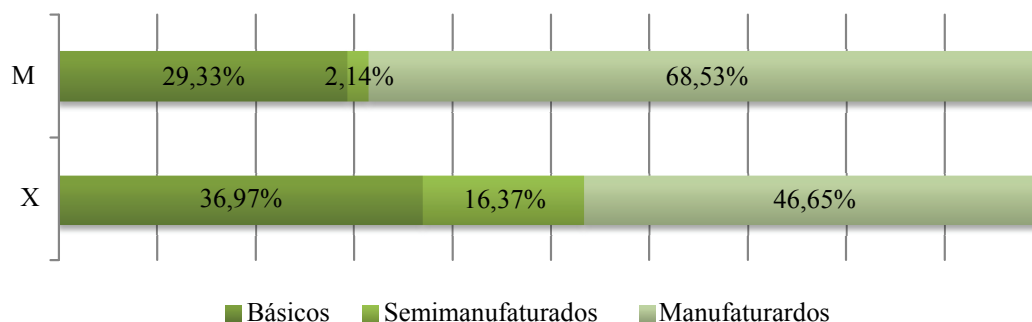


Gráfico 2: Composição Média das Exportações e Importações Cearenses entre 1996 e 2009

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das informações da SECEX/MDIC.

Apesar de uma maior participação dos produtos manufaturados nas exportações, como mostram Maia e Cavalcante (2010), estes concentram-se nos setores de Calçados, Castanha de Caju, Couros e Peles, Frutas e Têxteis, enquanto que, nas importações, destacam-se Reatores Nucleares, Máquinas e Equipamentos, produtos Químicos, Trigo e Têxteis, respectivamente. Portanto, o Estado do Ceará possui um setor industrial ainda incipiente e em termos de geração de bens de alto valor agregado.

4. ASPECTOS METODOLÓGICOS

De acordo com Lutkepohl (2005), um modelo vetorial auto-regressivo com p defasagens VAR(p), pode ser expresso da seguinte forma.

$$(5) \quad y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$$

Na qual y_t é um vetor ($k \times 1$) de variáveis endógenas, A_i é uma matriz ($k \times k$) de coeficientes fixos e v um vetor ($k \times 1$) de termos de intercepto. A matriz A incorpora os efeitos defasados existentes. Finalmente, u_t é um vetor ($k \times 1$) de erros que se comportam como ruídos brancos (*white noise*); ou seja, $E(u_t) = 0$, $E(u_t u_s')$ e $E(u_t u_s')$ para $s \neq t$. As restrições sobre os coeficientes desse modelo podem ser representadas da seguinte forma. Primeiro, reescreve-se o VAR como,

$$(7) \quad Y = BZ + U$$

Suponha uma restrição linear para B que têm a forma

$$(8) \quad \text{vec}(B) = Rr$$

Onde $\text{vec}(B)$ é um vetor ($K(Kp+1) \times 1$), R é uma matriz ($K(Kp+1) \times M$) conhecida de posto M , r é um vetor ($M \times 1$) de parâmetros desconhecidos e u é um vetor ($K(Kp+1) \times 1$) de constantes conhecidas. Embora não seja convencional, a representação encontrada em (8) permite a imposição de restrições através de uma simples reparametrização do modelo original. Substituindo $\text{vec}(B)$ em (7) tem-se

$$(9) \quad y = \text{vec}(Y) = (Z' I_K) \text{vec}(B) + \text{vec}(U) \\ = (Z' I_K)(Rr) + u \\ z = (Z' I_K)Rr + u$$

Onde $z = y - (Z' I_K)r$, $u = \text{vec}(U)$ e \cdot denota o produto de Kronecker. Esta especificação é bastante conveniente por permitir a derivação dos estimadores e suas propriedades como no modelo VAR irrestrito. Seja Σ_u a matriz de covariância de u_t , o vetor $\hat{\cdot}$ obtido na minimização de

$$(10) \quad S(\hat{\cdot}) = u'(I_T - \Sigma_u^{-1})u \\ z = (Z' I_K)R' (I_T - \Sigma_u^{-1})z + (Z' I_K)R$$

Com respeito à $\hat{\cdot}$, mostra-se que,

$$(11) \quad \hat{\cdot} = R'(ZZ' - \Sigma_u^{-1})R^{-1}R'(I_{Kp+1} - \Sigma_u^{-1})\text{vec}(UZ')$$

Este estimador é comumente chamado de mínimos quadrados generalizados (GLS), pois minimiza a soma dos erros dos quadrados dos erros generalizados, $S(\hat{\cdot})$, em vez de apenas a soma dos quadrados dos erros $u'u$. Lutkepohl (2005) mostra que quando há restrições nos parâmetros do VAR, o estimador de GLS é assintoticamente mais eficiente do que o de mínimos quadrados multivariados (LS) e que, nesta situação, o primeiro é preferível a este. O autor mostra ainda que, sob hipóteses gaussianas, o estimador de GLS é equivalente ao de máxima verossimilhança (MV).

Entretanto, o estimador $\hat{\cdot}$ apresenta limitações para a sua operacionalização uma vez que, na prática, ele requer o conhecimento de Σ_u . Como normalmente não se tem esta informação, deve-se utilizar um estimador para Σ_u . Portanto, usando uma estimativa

⁵ Onde $Y = y_1, \dots, y_T$; $Z = Z_0, \dots, Z_{T-1}$ com $Z_t = 1 y_1 \mathbf{I} y_{t-p+1}$; $B = v, A_1, \dots, A_p$ e $U = u_1, \dots, u_T$

consistente \bar{u} para u e substituindo-a em (11), obtêm-se o chamado GLS estimável (EGLS) na forma,

$$(12) \quad \hat{z} = R'(ZZ' - \bar{u}^{-1})R^{-1}R'(Z - \bar{u}^{-1})z$$

Na prática, o que se tem são restrições para as K equações do sistema (1), separadamente. Neste caso, pode ser mais conveniente escrever as restrições em termos do vetor $b = \text{vec}(B')$ que contém os parâmetros da primeira equação nas primeiras $Kp+1$ posições e os da segunda nas próximas $Kp+1$ posições. Quando as restrições são expressas como

$$(13) \quad b - \bar{R}c - \bar{r}$$

Onde \bar{R} é uma matriz $((K^2p+K) \times M)$ conhecida de posto M, c é um vetor $(M \times 1)$ de parâmetros desconhecidos e \bar{r} é um vetor conhecido de dimensão (K^2p+K) . Observadas algumas condições o estimador EGLS de c é dado por,

$$(14) \quad \hat{c} = \bar{R}'^{-1} ZZ' \bar{R}^{-1} \bar{R}'^{-1} Z \text{vec}(Y') - Z^{-1} I_K \bar{r}$$

Desta forma, o estimador correspondente de b é dado por

$$(15) \quad \hat{b} = \bar{R} \hat{c} - \bar{r}$$

Os multiplicadores dinâmicos de um sistema de variáveis, ou seja, suas funções de impulso resposta são dadas por:

$$(16) \quad y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i u_{t-i} \quad \text{com} \quad \psi_0 = I_K \quad \text{e}$$

$$(17) \quad y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i u_{t-i}$$

Onde ψ_i e ψ_i são desconhecidos e serão calculados a partir dos parâmetros estimados do VAR e da matriz de covariância estimada. Para derivar a distribuição assintótica de ψ_i e ψ_i suponha apenas que os ψ_i 's são obtidos a partir dos coeficientes A_1, \dots, A_p de maneira recursiva a partir de,

$$(18) \quad \psi_i = \sum_{j=1}^i \psi_{i-j} A_j, \quad i = 1, 2, \dots,$$

Começando com $\psi_0 = I_K$ e definindo $A_j = 0$ para $j > p$, os ψ_i 's são obtidos para A_1, \dots, A_p e u na forma $y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i P u_{t-i}$, onde P assume a especificação supracitada. Além disso, os respectivos impulsos resposta acumulados serão⁷

$$(19) \quad \sum_{i=0}^n \psi_i = \sum_{i=0}^n \psi_i (I_K - A_1 - A_2 - \dots - A_p)^{-1}, \text{ se existir e}$$

$$(20) \quad \sum_{i=0}^n \psi_i = \sum_{i=0}^n \psi_i (I_K - A_1 - A_2 - \dots - A_p)^{-1} P, \text{ se existir.}$$

A distribuição assintótica é demonstrada de uma maneira suficientemente geral a ponto de acomodar o caso em análise neste estudo. Agora os impulsos resposta são calculados a partir dos estimadores restritos de A_1, \dots, A_p . A matriz de covariância do estimador restrito de $\text{vec}(A_1, \dots, A_p)$ é obtida a partir de uma transformação bloco triangular $(K2p \times K2p)$ do lado direito, isto é:

⁶ Onde $E(y_t) = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i P u_t$ e P é uma decomposição de Choleski triangular inferior de u tal que $u = PP'$. Portanto, $E(y_t) = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i P u_t$.

⁷ Para demonstração e detalhes sobre a distribuição assintótica ver a proposição 3.6 em Lutkepohl (2005).

$$(21) \quad \hat{\beta} = (R' R)^{-1} R' Y$$

Como mostra Lutkepohl (2005), as propriedades assintóticas de tais funções são as mesmas observadas no caso irrestrito e na prática, seus intervalos de confiança são gerados por métodos de *bootstrap*.

5. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os efeitos inter/intra-regionais e internacionais da economia cearense investigados neste trabalho serão modelados a partir de um modelo VAR com restrições de onde serão extraídas as funções de impulso reposta a partir dos parâmetros estimados por EGLS do modelo restrito como descrito seção anterior. O procedimento de *bootstrap* para a construção de intervalos de confiança para as funções de impulso resposta apresentados por Hall (1992) será utilizado, além das respostas acumuladas com vista a capturar os efeitos permanentes.

O número de defasagens apontado pelo critério de informação de Schwarz foi de uma defasagem. Portanto, o modelo a ser considerado neste exercício tem a seguinte especificação,

$$(29) \quad y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma x_{t-1} + u_t$$

Onde y_t é um vetor (12 x 1) que contém as variáveis de atividade industrial do Ceará, das regiões brasileiras e do setor externo bem como a taxa crescimento das exportações e x_{t-1} representa a taxa de variação cambial considerada exógena aos estados. O sistema será modelado na forma:

$$(30) \quad \begin{aligned} DLNIPI_{it} &= \alpha_i + \beta_{ij} DLNIPI_{jt-1} + \gamma_{ij} DLNEXP_{jt-1} \\ DLNEXP_{it} &= \alpha_i + \beta_{ij} DLNEXP_{jt-1} + \gamma_{ij} DCAMBIO^*_{it-1} \\ DLNIPIEXT_{it} &= \alpha_i + \beta_{ij} DLNIPIEXT_{jt-1} \end{aligned}$$

Onde i e j denotam o Ceará e as regiões Sudeste, Sul, Nordeste do Brasil, com $i \neq j$. A taxa de variação cambial é considerada exógena. Todas as variáveis utilizadas neste trabalho estão em taxa de crescimento, uma vez que, nesta condição, todas se mostraram estacionárias pelo teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) aos níveis usuais de significância.

Portanto, a dinâmica industrial será função de sua própria atividade defasada para captar o efeito inércia; da taxa de crescimento da produção industrial das demais regiões defasadas captando os efeitos inter-regionais e possíveis co-movimentos e/ou assimetrias nos ciclos econômicos; do crescimento das exportações da própria região defasado com vista a investigar os efeitos indiretos do setor externo. Vale ressaltar que os impactos intra-regionais Ceará/Nordeste serão avaliados via impulso resposta do Ceará no Nordeste e vice-versa.

A taxa de progresso das exportações de uma região específica i foi modelada em termos de suas próprias defasagens e da atividade econômica do setor externo correspondente a esta região. A atividade econômica do setor externo foi especificada como um processo auto-regressivo tornando tal modelagem relevante na medida em que leva consideração a atuação do setor externo.

Os resultados desse trabalho são apresentados na forma de funções impulso resposta, obtidas após o processo de estimação do modelo. O gráfico 3 revela que um choque na taxa de crescimento da produção industrial da região Sudeste apresenta um impacto positivo e imediato na taxa de crescimento da atividade industrial das regiões Sul e Nordeste, com uma maior resposta da primeira. Vale ressaltar que estes efeitos são maiores do que os gerados por choques na atividade industrial das demais regiões.

Um impulso na atividade industrial da região Sul provoca uma resposta direta no Nordeste e Sudeste do País, sendo que o efeito acumulado sobre a primeira é 48% maior. Nas mesmas condições, as respostas das regiões Sudeste e Sul a choques na atividade industrial do Nordeste brasileiro se mostraram pequenos (ainda menores no Sudeste) e decrescentes durante os dois primeiros meses e tornaram-se nulas após esse período.

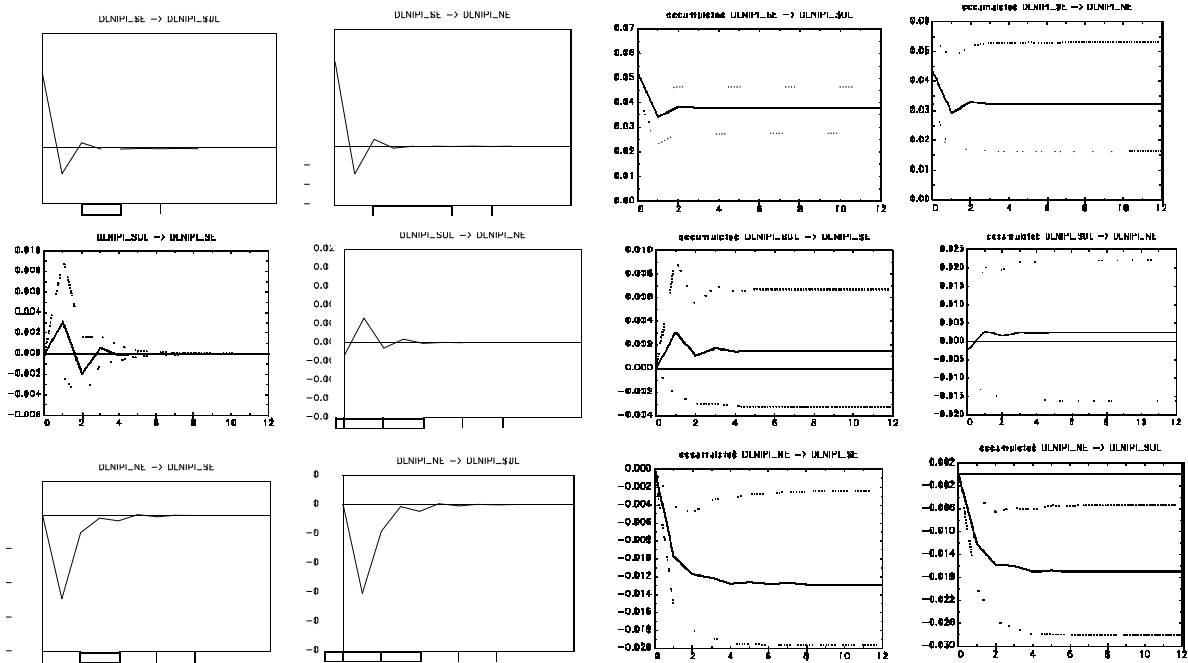
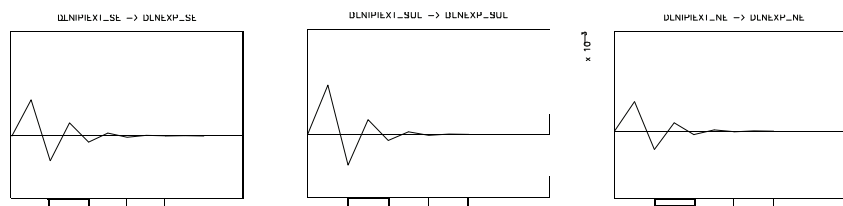


Gráfico 3: *Spillovers* Inter-Regionais da Dinâmica Industrial Brasileira

Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado

Estes resultados podem refletir uma falta de sincronização ou assimetria dos ciclos industriais da região Nordeste com as demais, ou ainda, a existência de economias de aglomeração (resposta positiva) ou de rivalidade (resposta negativa) na interação entre o crescimento industrial dessas regiões. Estes resultados corroboram os encontrados por Perobelli e Haddad (2006a) que apresentam uma indústria forte no Sudeste brasileiro que produz influência importante sobre as demais regiões, um aumento da participação da região Sul na dinâmica das demais regiões e uma indústria ainda incipiente na região Nordeste que não se mostra relevante nas inter-relações regionais no Brasil.

Como previsto pelos tópicos intrínsecos à teoria econômica subjacente aos impactos da atividade econômica externa no crescimento das exportações do país ou região local, o crescimento industrial dos principais parceiros comerciais das regiões brasileiras se mostraram positivos no crescimento das exportações de todas as regiões consideradas. O gráfico abaixo reporta estas respostas. As respostas acumuladas evidenciam que, dado um choque na taxa de crescimento da produção industrial dos maiores parceiros comerciais de cada região brasileira, observam-se maiores efeitos positivos na taxa de crescimento da exportação no Sudeste brasileiro, região com melhor infra-estrutura para o comércio internacional e com uma maior participação de manufaturados em sua pauta de exportação, resultado que vai à direção do encontrado por Haddad, Domingues e Perobelli (2002) e Magalhães (2009).



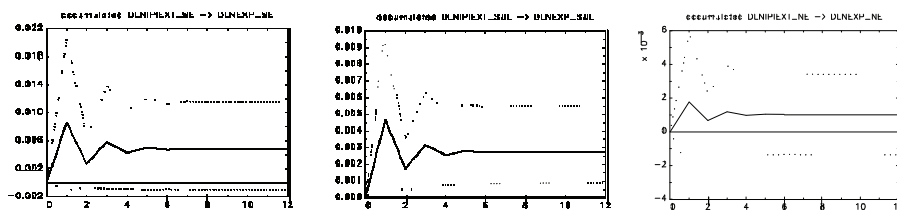


Gráfico 4: Resposta do Crescimento das Exportações a Choques na Atividade Econômica Externa
 Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo Estimado

Por fim, ainda em um contexto inter-regional, observou-se que a resposta da atividade industrial a choques no crescimento das exportações foi positiva apenas na região Sudeste, enquanto que o Nordeste apresenta uma resposta negativa e no Sul praticamente não há efeito, conforme gráfico 5. Esse resultado reflete a maior participação das atividades agrícolas nas exportações das regiões Sul e Nordeste em detrimento da forte indústria exportadora presente no Sudeste brasileiro como bem destaca Porto (2002), Haddad, Domingues e Perobelli (2002), Perobelli e Haddad (2006b). Os autores mostram ainda que a contribuição do comércio para a atividade econômica regional depende fundamentalmente da natureza do setor exportador.

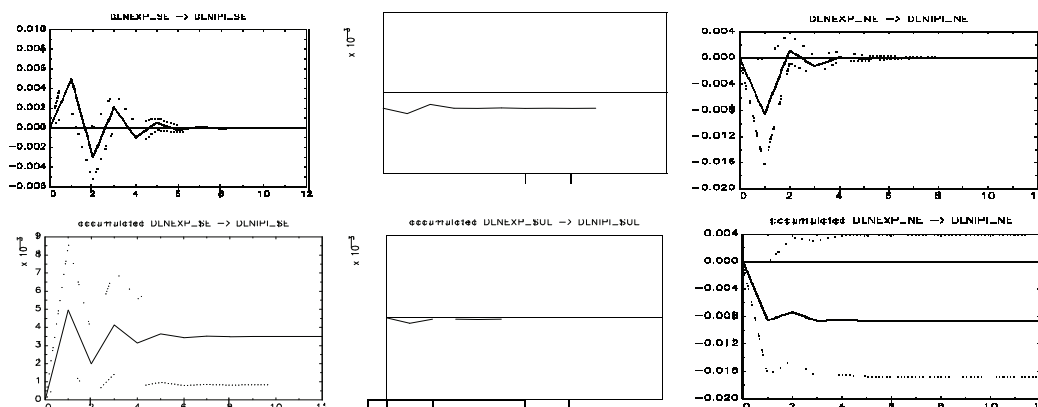


Gráfico 5: Resposta da Atividade Industrial a Choques no Crescimento das Exportações
 Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo Estimado

Os resultados para o Estado do Ceará mostram que choques na taxa de crescimento da atividade industrial da região Nordeste provocam uma resposta instantânea e positiva na atividade industrial cearense, o qual leva até 5 meses para convergir. Nas mesmas condições, tal impacto no Ceará provoca *spillovers* positivos na dinâmica industrial de todo o Nordeste. Entretanto, este impacto é menor, como esperado. As respostas acumuladas mostram que os efeitos permanentes de um choque no crescimento industrial do Nordeste na mesma variável cearense são 92% maiores quando comparado com o efeito acumulado produzido pelo Ceará na região Nordeste, como mostra o gráfico abaixo. Vale relembrar que as variáveis da região em questão não incluem os dados do estado em análise.

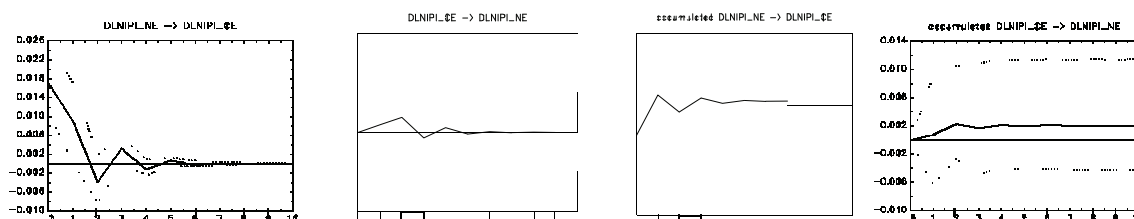


Gráfico 6: *Spillovers* Intra-Regionais Nordeste/Ceará
 Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado

Analisando os impactos de choques das demais regiões brasileiras sobre a economia cearense percebeu-se a presença de fortes *spillovers* positivos das regiões Sudeste e Sul no Ceará, inclusive maiores do que os do próprio Nordeste. Como na análise anterior, observa-se a grande importância do Sul e do Sudeste brasileiro com o último apresentando o impacto maior e mais duradouro. A função impulso resposta acumulada evidencia que os efeitos permanentes do Sudeste têm uma influência 47% maior do que os da Região Nordeste sobre a dinâmica industrial cearense como mostra o gráfico abaixo. Este resultado reflete os de Ablas e Pinto (2009) e de Maia e Cavalcante (2010) os quais reportam uma fraca economia de aglomeração e de um pólo industrial ainda bastante desconexo no Nordeste brasileiro, e os de Perobelli *et all* (2010) que encontram um forte encadeamento na atividade agrícola nordestina e uma fraca intra-relação industrial nesta região.

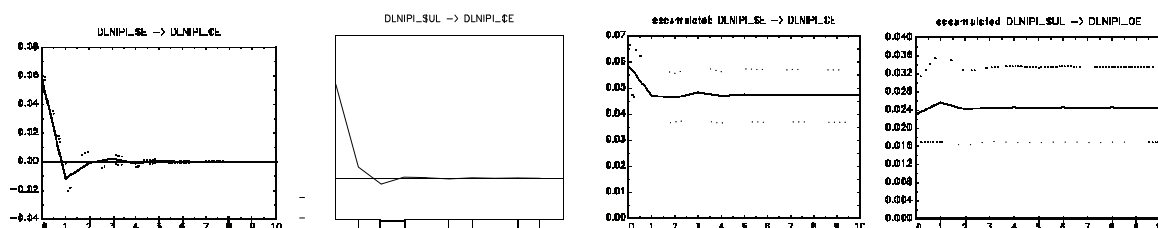


Gráfico 7: Resposta da dinâmica industrial cearense a um impulso na atividade das demais regiões
Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado

Analisando os impactos da atividade industrial externa no crescimento das exportações cearenses verificaram-se pequenas respostas iniciais negativas seguindo de uma reação no segundo mês, mas apesar disto, o efeito permanente se mostrou pequeno e negativo pela resposta acumulada conforme gráfico 8.

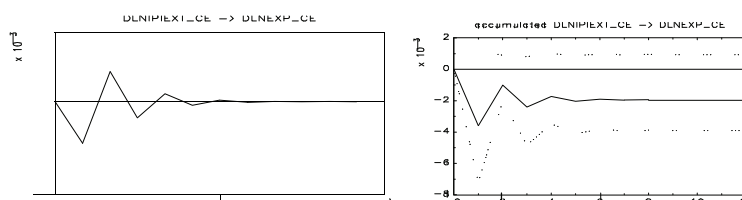


Gráfico 8: Resposta do crescimento das exportações cearenses a um impulso na atividade do setor externo
Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado

O gráfico abaixo mostra as respostas da atividade industrial do Estado do Ceará aos choques no crescimento das exportações deste estado, as quais foram pequenas e negativas considerando as repostas acumuladas.

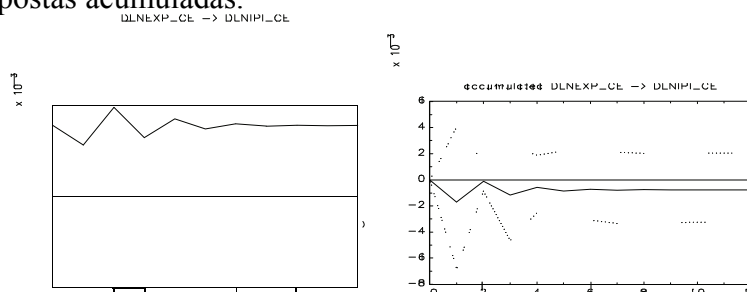


Gráfico 9: Resposta da Atividade Industrial Cearense a Choques no Crescimento das Exportações
Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado

Um possível exemplo de choque positivo para as exportações que pode afetar negativamente a produção industrial é a de uma desvalorização cambial. Nesse caso, as exportações do Ceará, que possui em sua composição a predominância de produtos agrícolas,

podem ser beneficiadas. Entretanto, as importações de produtos utilizados como insumos pela indústria cearense tendem a se tornar mais caros nesta situação, o que pode gerar uma redução da atividade industrial.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo analisou a dinâmica industrial cearense e suas interações inter/intra-regionais e internacionais. Para isto, utilizou-se um modelo vetorial dinâmico com restrições nos parâmetros o qual foi estimado por Mínimos Quadrados Generalizados para sistema (EGLS) e as funções de impulso resposta foram utilizadas na análise pretendida.

Em termos gerais verificou-se uma interação entre as regiões brasileiras e destas com o setor externo confirmando a importância de se considerar este setor em estudos que analisam o comportamento dinâmico inter-regional. As regiões brasileiras apresentaram interdependência em termos de atividade industrial com a região Sudeste destacando-se por apresentar os maiores e mais persistentes efeitos sobre as demais regiões. Resultados semelhantes foram verificados por Perobelli e Haddad (2006a) que apresentam uma indústria forte no Sudeste brasileiro que produz influência importante sobre as demais regiões, um aumento da participação da região Sul na dinâmica inter-regional brasileira e uma indústria ainda incipiente na região Nordeste que não se mostra relevante nas interações regionais no Brasil.

Como previsto pela teoria econômica, um aumento na atividade externa se mostrou importante na promoção do crescimento das exportações regionais do Brasil (Kaldor, 1963; Dixon e Thirlwal, 1975). Tais impactos mostraram-se maiores na região com melhor infraestrutura para o comércio internacional e com uma maior participação de bens com alto valor agregado em sua pauta de exportação, o Sudeste brasileiro, resultado que corroboram os encontrados por Haddad, Domingues e Perobelli (2002).

A contribuição do setor externo para a atividade industrial regional depende fundamentalmente da natureza do setor exportador de cada região, uma vez que apenas o Sudeste reagiu positivamente, enquanto que Nordeste e Sul apresentaram uma queda na dinâmica industrial em resposta a choques no setor externo. Tais evidências podem refletir a maior participação das atividades agrícolas nas exportações das regiões Sul e Nordeste em

detrimento da indústria exportadora de manufaturados presente no Sudeste brasileiro (Haddad, Domingues e Perobelli, 2002; Perobelli e Haddad, 2006b).

Por fim, a análise para a economia cearense revelou que choques na região Nordeste provocam uma resposta positiva e instantânea na economia cearense. Nas mesmas condições, um choque positivo na taxa de crescimento industrial do Ceará provoca efeitos positivos na dinâmica industrial de todo o Nordeste. Entretanto, este impacto é menor, como esperado. Entretanto, ao investigar os impactos das demais regiões brasileiras sobre a economia cearense percebeu-se que os efeitos positivos das regiões Sudeste e Sul são maiores do que os do próprio Nordeste. Como na análise anterior, observa-se a grande importância do Sul e do Sudeste brasileiro com o último apresentando o impacto maior e mais duradouro. Este resultado pode estar apontando para uma fraca economia de aglomeração e um pólo industrial ainda bastante desconexo no Nordeste brasileiro. De acordo com Perobelli *et al* (2010) há evidências de um forte encadeamento na atividade agrícola nordestina e uma fraca relação industrial interna nesta região.

De forma geral, tais resultados confirmam a importância de se levar em consideração, em modelos regionais, os impactos do setor externo. Verifica-se também uma grande necessidade de desenvolver a região Nordeste, ampliando a interatividade da atividade industrial entre seus estados, com vistas a atenuar as disparidades regionais existentes no Brasil.

Desta forma, sugerem-se políticas públicas de qualificação de mão de obra, de estímulo de P&D e em áreas afins que permitam uma melhor absorção dos efeitos positivos do comércio internacional na produção industrial, sobretudo das regiões Nordeste e Sul do Brasil, além de investimentos em infra-estrutura e capital humano no Nordeste que possibilitem uma maior aglomeração entre suas atividades industriais. Estas ações são relevantes para que o Brasil e suas unidades econômicas possam se beneficiar de uma inserção cada vez maior no mercado internacional e para que não haja um agravamento de suas disparidades inter/intra-regionais.

7 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABLAS, L. A.; PINTO, R. F. Nordeste Brasileiro: Crescimento e Dinâmica Espacial no Período 1970-2008. *Revista Econômica do Nordeste*. v. 40, nº 4, p. 821-832, 2009.

ARROW, K.J. The economic implications of learning by doing, *Review of Economic Studies*, 29, 155-173, 1962.

AUTIO, E.; SAPIENZA, H.; ALMEIDA, J. Effect of Age at Entry, Knowledge Intensity, and Imitability on International Growth. *Academy of Management Journal*, v. 43, p. 909-924, 2000.

AZZONI, C. R. Equilíbrio, Progresso Técnico e Desigualdades Regionais no Processo de Desenvolvimento Econômico. *Análise Econômica*. Ano 11, Março 1993.

BALDWIN, R.; FORSLID, R.; MARTIN, F.; OTTAVIANO, G.; NICOUD, F. R. *Economic Geography and Public Policy*, Princeton. Princeton University Press, 2003.

CARLINO, G.; DeFINA, R. Regional Income Dynamics. *Journal of Urban Economics*. v. 37, p. 88-106, 1995.

CHAMPERNOWNE, D. G. (1960). An Experimental Investigation of the Robustness of Certain Procedures for Estimating Means and Regressions Coefficients. *Journal of the Royal Statistical Society*. v. 123, p. 398–412, 1960.

CHRISTIANO, L. J, EICHENBAUM, M e EVANS, C. *Modeling Money?* NBER Working Paper, nº 3916, 1998.

_____Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, v. 113, p. 1–45, 2005.

CORRADO, L.; MARTIN, R. L.; WEEKS, M. Identifying and Interpreting Regional Convergence Clusters across Europe, *The Economic Journal*, 115, pp. c133-c160, 2005.

CROMWELL, B. A. Does California Drive the West? An Econometric Investigation of Regional Spillovers. *Economic Review Federal Reserve of San Francisco*, nº 2, p. 12 - 23, 1992.

DIXON, R. and THIRLWALL, A. A Model of Regional Growth-Rate Differences on Kaldorian Lines. *Oxford Economic Papers*, v.21, n,2, July 1975.

ENGLE, R e GRANGER, G. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*. v. 55, p. 251–276, 1987.

FEENSTRA, R.C. Trade and the Uneven Growth. *Journal of Development Economics*. v. 49, p. 229-256, 1996.

FREEMAN, C.; SOETE, L. *The economics of industrial innovation*, Cambridge, MA: MIT Press, 1997.

GARRATT, A., K. LEE, M. H. PESARAN and Y. SHIN. *A Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK*. DAE Working Paper n° 9812, University of Cambridge, 1998.

_____ *The Structural Cointegrating VAR Approach to Macroeconometric Modelling* Chapter 5 in S. Hollyand M. Weale (eds.), *Econometric Modelling: Techniques and Applications*. Cambridge University Press: Cambridge, 2000.

_____ Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK, *Economic Journal*. v. 113, n° 487, p. 412–455, 2003a.

_____ Forecast Uncertainty in Macroeconometric Modelling: An Application to the UK Economy. *Journal of the American Statistical Association*. v. 98, n° 464, p. 829–838, 2003b.

GERTLER, M. S. Tacit knowledge and the economic geography of context, or the undefined tacitness of being (there). *Journal of Economic Geography*, 3, pp75-99, 2003.

GRANGER, C. W. J e NEWBOLD, P. Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*. v. 2, p. 111–120, 1974.

GROENEWOLD, N.; LEE, G.; e CHEN, A. Interregional Output Spillovers in China: Disentangling National from Regional Shocks. *Australasian Journal of Regional Studies*, Vol. 13, No. 3, 2007.

HADDAD.; E. A.; DOMINGUES, E. P.; PEROBELLI, F. S. Regional Effects of Economic Integration: The Case of Brazil. *Journal of Policy Modeling*. V. 24, p. 453-482, 2002.

HALL, P. *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*. Springer New York, 1992.

HIRSCHMAN, A. *The Strategy of Economic Development*, Yale University Press, 1975.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. v. 12, p. 231–254, 1988.

KALDOR, N. The Case for Regional Policies. *Scottish Journal of Political Economy*. Nov.1970.

KIM, K. e PAGAN, A. R. *The Econometric Analysis of Calibrated Macroeconomic Models*. Chapter 7 in M. H. Pesaran and M. Wickens (eds.), *Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics*. Basil Blackwell: Oxford, 1995.

- KRUGMAN, P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *American Economic Review*, v. 70, 1980.
- KRUGMAN, P. *Geography and Trade*. Cambridge, MA: MIT Press, 1991.
- KRUGMAN, P. R.; VENABLES, A. J. Integration and the competitiveness of peripheral industry. *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper Series 363*, 1990.
- KRUGMAN, P. AND VENABLES, A. Globalization and the inequality of nations. *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 857-880, 1995.
- KUSZCZAC, J.; MURRAY, J. D. A VAR analysis of economic interdependence: Canada, the United States, and the rest of the World. in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. p. 77-131, Dec. 1986.
- KYDLAND, F e PRESCOTT, E. Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*. v. 50, p. 1345–1370, 1982.
- LONG, J. B e PLOSSER, C. Real Business Cycles. *Journal of Political Economy*. v. 91, p. 39–69, 1983.
- LÜTKEPOHL, H. *New introduction to multiple time series analysis*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2005.
- MAIA, A. C. L.; CAVALCANTE, A. L. *O dinamismo do Comércio Exterior Cearense de 1989 a 2009*. Texto para Discussão, nº 82, 2010.
- MARSHALL, A. *Principles of Economics*, Macmillan, London, 1890.
- MYRDAL, G. *Economic Theory and Underdeveloped Regions*. London: Methuen, 1963.
- NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and Random Walks in Macro-Economic Time Series. *Journal of Monetary Economics*. v. 10, p. 139–162, 1982.
- PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A. Padrões de Comércio Interestadual no Brasil, 1985 e 1997. *Revista Economia Contemporânea*, V. 10, nº 1, p. 61-88, 2006a.
- PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A. Exportações Internacionais e Interações Regionais: Uma Análise de Equilíbrio Geral. *Estudos Econômicos*, v. 36, nº 4, p. 833-866, 2006b.
- PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A.; MOTA, G. P.; FARINAZZO, R. A. Estrutura de Interdependência Inter-Regional no Brasil: Uma Análise Espacial de Insumo-Produto Para os Anos de 1996 e 2002. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 40, n. 2, p. 281-325, Agosto 2010.
- PESARAN, M. H, SCHUERMANN, T. e WEINER, S. M. Modeling Regional Interdependencies using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 22, p. 129–162 e 175–181, 2004.

- PESARAN, M. H, e SMITH, R. J. *Macroeconometric Modelling with a Global Perspective*. Unpublished manuscript, Cambridge University, 2005.
- PHILLIPS, P. C. B. Understanding Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*. v. 33, p. 311–340, 1986.
- PORTO, P. C. Sá. Mercosul and Regional Development in Brazil: A gravity Model Approach. *Estudos Econômicos*. V. 32, nº 1, p. 125-153, 2002.
- WILLIAMSON, J. Regional Inequality and the Process of National Development: a Description of Patterns. *Economic Development and Cultural Change*, v.13, p.3- 45,1965.
- RICKMAN, D. S. Modern Macroeconomics and Regional Economic Modeling. *Journal of Regional Science*. v. 50, nº 1, p. 23–41, 2010.
- ROMER, P.M. Increasing returns and long-run growth, *Journal of Political Economy*, v. 94, nº 5, p.1002-1037, 1986.
- SILVA, O. M.; ALMEIDA, F. M.; OLIVEIRA, B. M. Comércio Internacional “x” Intra-Nacional no Brasil: medindo o efeito fronteira. *Nova Economia*. v. 17, nº 3, p. 427-439, 2007.
- SIMS, C. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*. v. 48, p. 1–48, 1980.
- SMETS, F. e and WOUTERS, R. An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*. v. 1, p. 1123–1175, 2003.
- SMITH, D. Neoclassical Growth Models and Regional Growth in the US. *Journal of Regional Science*, v.15, n.2, 1975.
- SOARES, F. A.; DOS SANTOS, S. M.; TENÓRIO, J. N. B.; FRAGOSO, S. N. Interiorização e Reestruturação da Indústria do Ceará no Final do Século XX. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 38, nº, p. 86 – 102, 2007
- YULE, G. U. Why Do We Sometimes Get Nonsense-Correlations between Time-series? A Study in Sampling and the Nature of Time Series. *Journal of the Royal Statistical Society*. v. 89, p. 1–64, 1926.

EFEITOS ASSIMÉTRICOS DA ABERTURA COMERCIAL E A CONTRIBUIÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE SOBRE O NÍVEL DE RENDA DOS MUNICÍPIOS CEARENSES

Felipe de Sousa Bastos⁵⁴

Elano Ferreira Arruda⁵⁵

Daniel Barboza Guimarães⁵⁶

Guilherme Irffi⁵⁷

RESUMO

Este artigo analisa se a abertura comercial brasileira, ocorrida a partir da década de 1990, teve participação ativa na promoção do crescimento econômico dos municípios cearenses e se estes efeitos se mostraram assimétricos ao considerar diferentes pólos de desenvolvimento do Estado do Ceará além de avaliar a contribuição do capital humano considerando duas medidas, ensino fundamental e médio. Para tal, utilizou-se informações para 42 municípios cearenses entre 1997 e 2005 e modelos dinâmicos de dados em painel estimados pelo Método dos Momentos Generalizado-Sistema (*System-GMM*). Os resultados mostram que, apenas o capital humano, medido pelo ensino médio, se mostrou relevante para o crescimento dos municípios cearenses e que o impacto deste é maior do que o capital físico. A abertura comercial apresentou um impacto negativo sobre o nível de renda *per capita* do agregado dos municípios. Entretanto, ao considerar as diferenças regionais existentes no Estado, tendo os municípios menos desenvolvidos como referência, conclui-se que a abertura comercial contribuiu para um crescimento desigual entre os municípios cearenses.

Palavras-Chave: Abertura Comercial, Capital Humano, Renda *per capita*, *System-GMM*

ABSTRACT

This paper analyzes whether trade openness in Brazil, occurred from the 1990s, had active participation in promoting economic growth municipalities from Ceará and whether these effects were asymmetric when considering different development centers in the state of Ceará in addition to evaluating the contribution considering two human capital measures, elementary and middle school. To this end, we used information for 42 municipalities from Ceará between 1997 and 2005 and dynamic models on panel data estimated by GMM-System (*System-GMM*). The results show that only human capital, measured by high school, was also relevant to the growth of municipalities from Ceará and the impact of this is greater than the physical capital. Trade openness had a negative impact on the level of per capita income fr⁵⁸om municipalities. However, when considering the regional differences in the state, municipalities with less developed as a reference, it is concluded that trade liberalization has contributed to an uneven growth among the municipalities of Ceará.

⁵⁴ Bacharel em Economia, Universidade Federal do Ceará, Campus de Sobral.

Rua Anahid Andrade, 471 - Praça Senador Figueira. CEP 62.011-000. Centro - Sobral CE. Tel/Fax: (88) 3613-2829. E-mail: flpbastos1@yahoo.com.br

⁵⁵ Professor da UFC, Departamento de Economia, Campus de Sobral. Doutor em Economia – UFC.

Rua Anahid Andrade, 471 - Praça Senador Figueira. CEP 62.011-000. Centro - Sobral CE. Tel/Fax: (88) 3613-2829. E-mail: elano@ufc.br.

⁵⁶ Professor da UFC, Departamento de Economia, Campus de Sobral. Doutorando em Economia – UFC.

Rua Anahid Andrade, 471 - Praça Senador Figueira. CEP 62.011-000. Centro - Sobral – CE. Tel/Fax: (88) 3613-2829. E-mail: barbozadan@hotmail.com

⁵⁷ Professor da UFC, Departamento de Economia, e Pesquisador do Laboratório de Estudos Regionais, Campus de Sobral. Doutorando em Economia, CAEN-UFC.

Rua Anahid Andrade, 471 - Praça Senador Figueira. CEP 62.011-000. Centro - Sobral – CE. Tel/Fax: (88) 3613-2829. E-mail: guidirffi@gmail.com

⁵⁸

Keywords: Trade Openness, Human Capital, *per capita* income, *System-GMM*

1. INTRODUÇÃO

A busca dos países e regiões por melhorias em suas condições econômicas e de bem-estar fez da teoria do crescimento um importante tópico da investigação econômica moderna, o que levou a vários esforços na tentativa de descobrir os seus principais mecanismos geradores.

O trabalho seminal de Solow (1956) destaca a importância da acumulação do capital físico para o crescimento econômico, evidenciando que este apresenta produto marginal positivo, mas decrescente, logo, as economias teriam um estado de crescimento equilibrado, onde cresceriam à mesma taxa do progresso tecnológico, considerado exógeno.

Desde então, a literatura evoluiu na tentativa de endogeneizar o progresso técnico, com destaque para as hipóteses de “*learning by doing*” e “*knowledge spillovers*”¹ apresentadas por Romer (1986) e Lucas (1988). Essas hipóteses teriam seus efeitos potencializados numa economia onde os trabalhadores possuíssem grande habilidade e vasto conhecimento acumulado. Assim, autores como Schultz (1961), Lucas (1988), Romer (1990) e Mankiw, Romer e Weill (1992), doravante MRW (1992), salientam a importância do aumento da produtividade do trabalhador, através do acúmulo de capital humano, como um dos determinantes do crescimento econômico.

No entanto, desde o final da década de 1980, em decorrência do forte processo de globalização financeira e produtiva, acentuou-se, por meio de dois grandes grupos de estudo, o debate em torno dos efeitos do comércio internacional sobre o crescimento econômico. O primeiro grupo argumenta que o crescimento é potencializado com a abertura comercial, enquanto o segundo afirma que o comércio prejudica o crescimento, seja pelas distorções nos termos de troca ou pela incapacidade de incorporação de novas tecnologias por parte dessas economias.

A mensagem predominante na primeira corrente é que as políticas voltadas para o comércio internacional são importantes para o crescimento econômico por facilitar a difusão de conhecimento e a inovação, sobretudo por meio da importação de bens com alto teor tecnológico (Grossman e Helpman, 1990, 1991; Rivera-Batiz e Romer, 1991; Barro e Sala-i-Martin, 1997; e Baldwin, Braconier e Forslid, 2005). Além disso, Edwards (1993) e Lopez (2005) argumentam que a abertura comercial provoca também um aumento no tamanho dos mercados, permitindo que as economias aproveitem os benefícios potenciais dos retornos crescentes de escala e dos ganhos da especialização.

Por outro lado, os adeptos do segundo grupo argumentam que, se o aumento da interação internacional levar uma economia a especializar-se em setores com baixa tecnologia, é provável que esta não se aproprie de parte do crescimento econômico mundial que envolva Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) e, ainda, que o comércio internacional provoque uma deterioração em seus termos de troca a ponto de afetar negativamente o crescimento (Grossman e Helpman, 1990, 1991). Ademais, a abertura comercial também pode reduzir o crescimento em economias com baixos níveis de *learning by doing* e *knowledge Spillovers*, fazendo com que estas não consigam incorporar as inovações a ponto de não atuarem em mercados de bens ou serviços com alto valor agregado (Lucas, 1988; Romer, 1986 e Young, 1991). Redding (1999) argumenta ainda que tais economias possuem desvantagens comparativas no crescimento da produtividade potencial.

Em suma, esse debate está longe de ser concluído, uma vez que, nem os estudos teóricos, nem as análises empíricas conseguiram produzir conclusões definitivas.

As evidências apontam, portanto, na direção de que o comércio provoca efeitos distintos nos países (regiões, estados e municípios), dependendo de seu estágio de desenvolvimento.

Kim e Lin (2009), por exemplo, mostram que os países desenvolvidos absorvem grande parte dos benefícios do comércio, enquanto que os países em desenvolvimento, em geral, acabam perdendo com ele. Argumentam ainda que a integração comercial facilita a difusão tecnológica e a inovação e que estas dependem da capacidade de absorção de um país que, por sua vez, é determinada pelo seu nível de capital humano.

O Estado do Ceará tem crescido, principalmente, via investimentos nos setores da indústria e de serviços, com o último crescendo quase sempre acima da média nacional nos últimos anos. Isso acontece devido ao baixo nível do estoque de capital do Estado, o que gera bons retornos sobre investimentos em um primeiro momento. Apesar dos resultados satisfatórios e do estado ter aumentado sua participação no PIB nacional no período recente, sabe-se que a economia cearense ainda se encontra na décima segunda posição no *ranking* nacional e que possui uma força de trabalho com baixo nível de qualificação, fato que impede que o Estado cresça a taxas maiores e que se beneficie do comércio internacional via *learning by doing* e *knowledge spillovers*. Destarte, o presente estudo analisa se, e de que forma, a abertura comercial brasileira, ocorrida a partir da década de 1990, influenciou o nível de renda dos municípios cearenses e, ainda, se tais efeitos se mostram assimétricos ao considerar as disparidades entre as regiões do Estado. Ademais, o artigo analisa de forma minuciosa a contribuição do capital humano no crescimento dos municípios cearenses. Para isso serão utilizadas duas medidas de capital humano. A primeira considera o estoque de indivíduos com ensino fundamental, enquanto que a outra considera apenas as pessoas com ensino médio concluído. A ideia é verificar a existência de possíveis diferenciais dessas medidas no crescimento econômico do Ceará. Para averiguar tais efeitos, utilizar-se-á de informações de 42 municípios entre 1997 e 2005 e modelos dinâmicos para dados em painel, estimados pelo Método dos Momentos Generalizado-Sistema, doravante *System-GMM*, que é uma extensão do estimador original de Arellano-Bond (1991), proposto por Arellano-Bover (1995) e desenvolvido por Blundell e Bond (1998). A técnica supracitada se faz apropriada na medida em que capta possíveis efeitos transferência da atividade econômica passada para o futuro, corrige o viés ocasionado pela endogeneidade, leva em consideração a heterogeneidade não observada dos municípios cearenses, além de produzir, sob ausência de autocorrelação, estimadores com propriedades estatísticas desejáveis².

Assim, além desta introdução, este trabalho possui mais seis seções. A próxima consiste em destacar tanto os aspectos teóricos quanto as evidências empíricas das relações entre capital humano e abertura comercial com o crescimento econômico. A terceira seção se reserva à apresentação da base de dados e suas estatísticas descritivas. A descrição da metodologia econométrica é o tema da quarta seção. A análise e discussão dos resultados são feitas em seguida. E, por fim, são tecidas as considerações finais.

¹ Estes termos referem-se às externalidades positivas geradas pelo investimento em capital físico via difusão do conhecimento, visto que se assume que este é um bem público (não-rival e não-excludente) disponível a todos.

² Consistência, Ausência de Viés e Eficiência.

³ Uma função de produção é dita neoclássica se: a) $K > 0$, $H > 0$ e $L > 0$, $F(.)$ exhibe produto marginal positivo e decrescente para cada insumo; b) $F(.)$ exhibe retornos constantes de escala; c) O produto marginal do capital físico (humano) se aproxima do infinito quando o capital físico (humano) está próximo de zero, e se aproxima de

2. REVISÃO DE LITERATURA

Grande parte da teoria do crescimento econômico foi construída a partir do modelo desenvolvido por Solow (1956) que, assumindo uma função de produção³ com retornos constantes de escala e rendimentos marginais decrescentes, mostrou que o progresso tecnológico, considerado exógeno, é o principal determinante do crescimento econômico de longo prazo. O autor observou ainda que apenas o estoque de capital físico não seria suficiente para explicar o crescimento de uma economia; logo, existem outros determinantes do crescimento econômico que não estão explícitos no modelo, o chamado resíduo de Solow.

Assim, a literatura especializada se expandiu por duas direções. Os modelos de crescimento endógeno que, quebrando alguns pressupostos do modelo seminal de Solow, contestam as hipóteses de convergência e da existência de estado de crescimento equilibrado e os novos modelos de crescimento exógeno, que são ampliações do modelo supracitado, que levam em consideração a contribuição de fatores como capital humano, abertura comercial, qualidade das instituições, processo histórico, dentre outros.

Na primeira direção destacam-se os estudos de Romer (1986) e Lucas (1988). A segunda direção tem como referência os estudos de MRW (1992) e Ferreira, Issler e Pessôa (2004), doravante FIP (2004), que estimam uma função de produção, *à la* Solow, ampliada pelo capital humano. Estudos como os de Kim e Lin (2009), Daumal e Özyurt (2011) e Bastos *et al* (2011) incluíram o grau de inserção de uma economia no comércio internacional como determinante do crescimento econômico.

2.1 CAPITAL HUMANO E CRESCIMENTO

No início da década de 1960, os trabalhos pioneiros de Schultz (1961) e Becker (1964) salientaram a importância do aumento da produtividade do trabalhador, por meio do acúmulo de capital humano, como um dos determinantes do crescimento econômico. Para esses autores, a produtividade do trabalho poderia ser aumentada a partir do acúmulo de habilidades e conhecimentos, impactando de maneira positiva e direta o crescimento das economias.

Em uma abordagem alternativa, Nelson e Phelps (1966) consideram que o acúmulo de capital humano também pode atuar indiretamente sobre o crescimento econômico como fator determinante do processo de difusão tecnológica, onde a absorção de novas tecnologias depende do nível de educação e do *gap* existente entre o nível de tecnologia de uma determinada região e a fronteira tecnológica, definida como as melhores técnicas disponíveis para a produção.

Dentro da perspectiva do crescimento endógeno, Lucas (1988) formulou um modelo, baseado em Uzawa (1965), sob duas condições fundamentais. Primeiro, admitia que a tecnologia possuísse rendimentos constantes de escala nos fatores reprodutíveis da função de produção; e, em seguida, que havia externalidades positivas associadas à acumulação de capital humano. O modelo concluía que a taxa de crescimento de longo prazo dependia do esforço de poupança em capital físico e em capital humano e que o investimento em capital humano estava abaixo do socialmente ótimo. Assim, Uzawa-Lucas mostram que políticas de estímulo à acumulação de capital, sobretudo capital humano, apresentam impactos permanentes sobre a taxa de crescimento.

Em importante estudo, Romer (1990) constrói um modelo teórico sob a hipótese da existência de um setor de inovação, intensivo em capital humano, e mostra que o motor do crescimento é a velocidade com que os laboratórios de pesquisa elaboram novos produtos e processos, concluindo que políticas que incentivam uma maior participação do trabalho qualificado no setor de inovação terão impactos permanentes sobre o crescimento das economias. Agora, em vez da taxa de crescimento de longo prazo ser crescente com a

zero quando o capital físico (humano) se aproxima do infinito; ou seja, satisfaz as condições INADA (Barro e

Sala-i-Martin, 1995).

poupança, ela será crescente com a fração do trabalho qualificado empenhado em pesquisa e desenvolvimento, o chamado efeito escala.

Em um estudo voltado para as economias da OECD⁴, Jones (1995), testou a proposição de Romer (1990), e observou que variações permanentes na taxa de investimento e na fração da força de trabalho alocada no setor de pesquisa e desenvolvimento têm impactos apenas transitórios sobre a taxa de crescimento do produto agregado; ou seja, a evidência empírica favorece fortemente uma descrição da dinâmica compatível com o modelo de Solow. Dentro da linha dos modelos de crescimento exógeno, MRW (1992) estimam uma função de produção aumentada pelo capital humano, medido pela taxa de matrícula no ensino secundário. Os autores conseguiram explicar boa parte das variações do produto entre as economias em função da variância do capital físico e humano. Argumentaram então que o aumento do nível de produtividade do trabalhador afetaria diretamente a produção, via trabalhadores mais qualificados e, indiretamente, por meio dos *spillovers* gerados pelos ganhos de produtividade individuais.

Grossman e Helpman (1991, 1994) criticaram o modelo MRW (1992) por considerarem a taxa de progresso tecnológico idêntica para todos os países e, consideram que, se o progresso tecnológico não é igual para todos os países e suas variações são tratadas como sendo parte do termo estocástico não observado, então o uso de mínimos quadrados ordinários para estimar o modelo trará resultados enviesados quando houver correlação entre as relações Investimento/Produto Interno Bruto e o crescimento econômico de cada país.

Em estudo que analisou a relação entre investimento em capital humano e o crescimento econômico de alguns países entre 1950 a 1990, Wolf (2000) constatou que, ao interar educação, medida por educação primária, secundária, terciária, e uma medida de estoque médio com a atividade tecnológica, o crescimento da produtividade dos países desenvolvidos está intimamente ligado com o avanço em educação e a aplicação desta em áreas de tecnologia.

FIP (2004) elaboram um estudo em que se testa qual das duas formas funcionais das funções de produção comumente utilizadas em trabalhos empíricos sobre crescimento, a proposta por MRW (1992) ou a de Mincer (1974) para retornos da escolaridade, apresenta a melhor especificação para estimar os retornos da educação sobre a renda. Para isso, utilizam dados para 95 países em diferentes estágios de desenvolvimento no período de 1960-1985. Os autores obtêm resultados em favor da especificação minceriana com um retorno anual de escolaridade de cerca de 8%.

Ainda nessa perspectiva, Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010) replicam a experiência para o caso brasileiro, utilizando informações estaduais no período de 1980-2002, e obtêm resultados em favor da especificação de Mincer (1974), com um retorno de um ano adicional de escolaridade de 15%, praticamente duas vezes maior do que os 8% obtido em FIP (2004), sendo maior também que os 10% observados por Mincer (1974).

Em *survey* sobre o efeito da educação sobre o crescimento econômico, Barbosa Filho e Pessoa (2010) concluem que os estudos com resultados que não sinalizam para um impacto positivo da educação sobre o crescimento, certamente são frutos de erros de medida na variação dos anos médios de escolaridade ou do emprego de variáveis que não refletem corretamente o impacto da educação, como a taxa de matrícula usada como *proxy* para capital

⁴ A Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD) é composta por 34 países que aceitam os princípios da democracia representativa e da economia de livre mercado, a saber: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Chile, Coreia do Sul, Dinamarca, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grécia, Hungria, Islândia, Israel, Irlanda, Itália, Japão, Luxemburgo, Noruega, Nova Zelândia, México, Países Baixos, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Checa, Suécia, Suíça, Turquia e Estônia (país convidado).

humano em MRW (1992), ou ainda da utilização de formas funcionais incorretas, sugerindo a formulação proposta por Mincer (1974) em detrimento a proposição de MRW (1992).

A partir do momento em que o acúmulo de capital humano passou a ser considerado como um importante elemento na análise econômica, muito se discutiu a respeito do seu real impacto sobre o crescimento econômico e diversas formas de mensurá-lo foram desenvolvidas.

Para Schultz (1961, 1973) a educação formal, a capacitação, a experiência, a alimentação, o ambiente familiar e até mesmo a sociedade onde se vive formam o capital humano de um indivíduo, sendo este não negociável como um bem comum, mas que somente pode ser adquirido por meio do investimento no próprio indivíduo. O autor afirma ainda que o investimento em capital humano seja, possivelmente, o principal determinante das desigualdades regionais e que o acúmulo de qualificação e conhecimento possui valor econômico e, ainda, proporciona elevações nos ganhos futuros dos países.

Na visão de Grossman e Helpman (1997), capital humano é a qualificação especializada adquirida ao despende-se tempo em uma atividade denominada escolaridade; sendo assim, quanto maior o tempo que um indivíduo aloca estudando, maior será o nível de capital humano que este tende a acumular no decorrer do tempo.

O presente estudo seguirá a linha proposta por Grossman e Helpman (1997) e Schultz (1961, 1973), utilizando duas medidas de capital humano, detalhadas na seção 3, dadas pelo estoque de indivíduos com ensino fundamental e com ensino médio com vistas a captar os possíveis diferenciais de ganhos da escolaridade no nível de renda dos municípios cearenses.

2.2 ABERTURA COMERCIAL E CRESCIMENTO

Os economistas clássicos defendem o livre-comércio com o argumento de que a abertura comercial gerará ganhos de escala desde que os países se especializem na produção daquele bem em que possuem vantagens comparativas, impactando positivamente o crescimento econômico e aumentando o bem-estar da população.

Os impactos positivos gerados pela abertura comercial sobre o crescimento econômico, bem como a expansão dos mercados e os consequentes ganhos de escala, são indiscutíveis para regiões desenvolvidas. Entretanto, ao se levar em conta a dinâmica peculiar do mercado interno de cada economia, suas disparidades regionais, estágios de desenvolvimento e as distorções que o comércio provoca em seus termos de troca, é possível que o livre comércio acabe gerando efeitos assimétricos a ponto de impactar negativamente o nível de renda da economia.

Kim e Lin (2009) analisam se há diferenças no efeito da abertura comercial sobre as rendas dos países, dependendo do seu estágio de desenvolvimento. Para alcançarem tal objetivo, os autores consideram 65 países durante o período 1960-1995 e utilizam modelos com efeito *threshold* e variáveis instrumentais. Os resultados sugerem um grande impacto da abertura comercial sobre a renda em economias desenvolvidas via crescimento da produtividade e um efeito negativo para aquelas em desenvolvimento, concluindo que uma maior abertura contribui para um crescimento divergente e desigual entre as economias.

Na tentativa de examinar o efeito ambíguo que a abertura comercial pode exercer sobre o crescimento do Produto Interno Bruto *per capita* (PIBpc) e na distribuição de renda, Kiyota (2009) encontra evidências de que, para países em desenvolvimento, a abertura comercial pode piorar a distribuição de renda, reduzindo tanto a renda quanto o consumo *per capita*.

Dowrick e Golley (2004) investigam a relação entre crescimento econômico e comércio exterior testando se os benefícios do comércio variam ao longo do tempo entre os

países. Os autores concluem que, a especialização na produção de produtos primários se mostrou maléfica para o crescimento, em razão da deterioração nos termos de troca.

Herzer (2011) utiliza-se de técnicas de cointegração para dados em painel com heterogeneidade, para avaliar a influência do comércio internacional sobre a renda em 75 países. Os resultados sugerem que existem diferenças significativas no impacto do comércio sobre o nível de renda entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. Para os países desenvolvidos o efeito-renda do comércio se mostrou positivo, já para aqueles em desenvolvimento, o comércio apresentou, em média, um efeito negativo sobre a renda *per capita*.

Acemoglu, Aghion e Zilibotti (2006) apresentam fortes indícios de que a abertura comercial, ou pelo menos o seu componente exógeno, tem um efeito positivo, porém discreto, no crescimento, mas este é potencializado nas economias que estão relativamente perto da fronteira tecnológica.

Examinando a correlação entre comércio e renda, Frankel e Romer (1999) não conseguem identificar uma direção de causalidade entre os dois. Os autores constroem então, indicadores a partir de componentes geográficos importantes no comércio e que não são correlacionados com os outros determinantes da renda, e usam essas medidas para obterem o impacto do comércio sobre a renda em modelos de variáveis instrumentais. Seus resultados mostram que estimativas de mínimos quadrados ordinários (MQO) superestimam tais efeitos. Por fim, concluem que o efeito positivo sobre a renda causado pelo comércio se mostrou pouco robusto estatisticamente.

Em relação aos trabalhos empíricos que investigam a relação entre abertura comercial e crescimento econômico considerando a economia brasileira, destacam-se os trabalhos de Magalhães, Branco e Cavalcante (2007), Daumal e Özyurt (2011) e Bastos et al (2011).

Seguindo a linha de Alesina, Spolaore e Wacziarg (2004), Magalhães, Branco e Cavalcante (2007) analisam a relação entre o tamanho do estado (considerando duas medidas, PIB e população), abertura comercial e crescimento econômico para os estados brasileiros no período de 1989-2002. Os autores identificam impactos positivos da abertura e tamanho sobre o crescimento, sendo o impacto do tamanho inferior ao de abertura. Observam também que, quanto maior o estado, menores serão os benefícios gerados pela abertura comercial.

Analisando os impactos da abertura comercial, dependendo da renda inicial dos estados brasileiros, Daumal e Özyurt (2011) utilizam dados para 26 unidades da federação entre 1989-2002 e modelos dinâmicos de dados em painel, concluindo que a abertura é benéfica para os estados com maior nível de renda *per capita* inicial e para aqueles mais industrializados.

Para aferir o impacto da abertura comercial⁵ e os possíveis efeitos assimétricos regionais do comércio internacional sobre a renda *per capita* dos estados brasileiros, Bastos et al (2011) fazem uso de informações entre 1991 e 2004 e de estimativas *two-step* do *System-GMM* para modelos de painel dinâmico. Os autores verificam que, a abertura comercial apresentou um impacto negativo e estatisticamente robusto sobre o nível de renda *per capita* para o agregado dos estados brasileiros. Entretanto, ao levar em conta as disparidades regionais, concluem que a abertura comercial afeta positivamente o crescimento considerando as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul enquanto que negativamente ao avaliar a região Norte, quando comparadas ao Nordeste.

⁵ Para uma revisão de literatura mais detalhada sobre os aspectos teóricos e empíricos dos efeitos da abertura comercial no crescimento ver Bastos et al (2011).

3. DESCRIÇÃO E ANÁLISE DOS DADOS

Para identificar os impactos da abertura comercial e capital humano sobre o nível de renda dos municípios cearenses, bem como suas possíveis assimetrias regionais, foram coletadas informações anuais de 42 municípios cearenses, considerando o período entre 1997 e 2005. Os municípios utilizados neste estudo foram divididos em dois grupos, segundo o seu estágio de desenvolvimento, conforme descrito no quadro abaixo.

Pólo	Região Metropolitana ⁶ (Aquiraz, Caucaia, Eusébio, Fortaleza, Horizonte, Itaitinga, Maracanaú, Maranguape, Pacajus e Pacatuba); Juazeiro do Norte, Crato e Sobral
Demais Municípios ⁷	Acarape, Acaraú, Aracati, Banabuiú, Barbalha, Barreira, Camocim, Canindé, Cascavel, Fortim, Icapuí, Itapajé, Itapipoca, Itarema, Jaguaruana, Limoeiro do Norte, Marco, Morada Nova, Paracuru, Quixadá, Quixeramobim, Quixeré, Russas, Santa Quitéria, São Benedito, São G. do Amarante, Tianguá, Ubajara e Uruburetama

Quadro 1: Municípios Utilizados

Fonte: Elaborado pelos autores.

O consumo de energia elétrica (comercial e industrial), *proxy* para capital físico, foi obtido junto à Companhia Energética do Ceará (COELCE). O Produto Interno Bruto (PIB) dos municípios⁸ foi obtido a partir dos Anuários Estatísticos produzidos pelo Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). Já a população residente, utilizada para transformar as demais variáveis em seus valores *per capita*, foi obtida juntamente ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O Gráfico 1 reporta a evolução temporal da renda média per capita entre os grupos descritos no Quadro 1. Observe que o Pólo apresentou a maior renda *per capita* média durante todo o período analisado, no entanto, percebe-se que não houve um crescimento deste indicador. Já os demais municípios apresentaram um PIB *per capita* médio bem inferior ao do outro grupo, mas com um crescimento discreto.

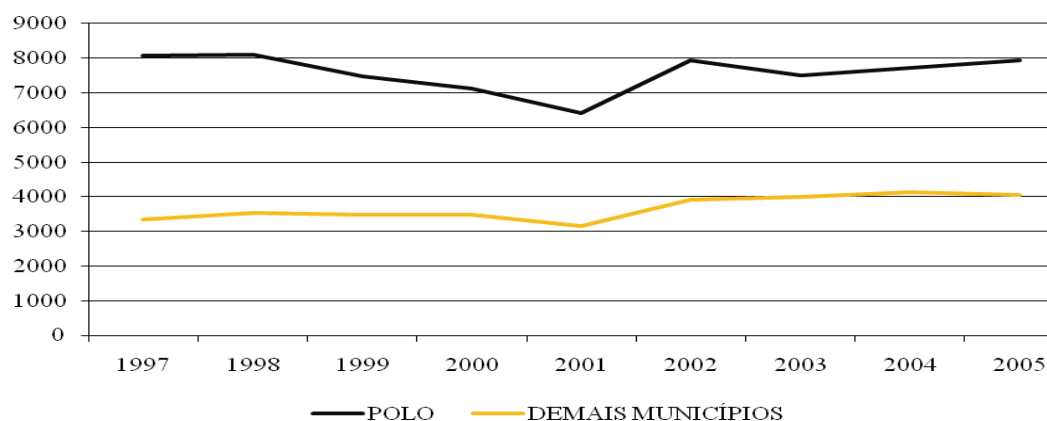


Gráfico 1: Evolução da Renda *Per Capita* média dos Municípios Cearenses

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados do IPECE.

As variáveis de capital humano foram construídas nos moldes de Irffi *et al.* (2008) a partir de dados referentes à contagem feita pelo IBGE em 1996, contendo o número (estoque) de pessoas com 8 anos de estudo (ensino fundamental) e 12 anos ou mais de estudo (ensino

⁶ O município de Guaiuba não foi incluído por não possuir informações disponíveis de comércio exterior.

⁷ Foram utilizados apenas aqueles municípios com todos os dados disponíveis.

⁸ Vale lembrar que as variáveis que representam valores monetários foram devidamente deflacionadas pelo Índice Geral de Preços – Mercado (IGP-M), ano de 2000, obtido a partir dos dados da Fundação Getúlio Vargas (FGV/ Conjuntura Econômica).

médio) em 1996 disponíveis na base de dados DATASUS e dados coletados junto ao Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) com informações sobre o número de concludentes do ensino fundamental e o nível médio a cada ano (fluxo).

Sendo assim, para a variável capital humano de ensino fundamental somou-se ao estoque de pessoas com 8 anos ou mais de estudo em 1996 o número de concluintes de ensino fundamental ano a ano obtendo-se um estoque de capital humano de ensino fundamental anual. Para a variável capital humano de ensino médio o processo é semelhante.

Vale ressaltar que, estas variáveis são utilizadas para captar possíveis diferenciais nos efeitos da escolaridade sobre o nível de renda dos municípios cearenses com vistas a identificar que políticas educacionais se mostrariam mais eficazes na geração de renda. O Gráfico 2 apresenta a evolução dessas variáveis, em termos *per capita*, para as duas regiões consideradas.

Observe que os dois grupos de municípios apresentaram crescimento nos indicadores de ensino fundamental e médio durante o período analisado. Mais uma vez, constata-se que o Pólo possui os melhores indicadores, tanto no que tange ao ensino fundamental, quanto ao ensino médio. Além disso, verifica-se que, para os dois grupos analisados, o número de pessoas com ensino fundamental é bem superior ao número de pessoas com ensino médio, mostrando que o Estado do Ceará apresenta mão-de-obra com baixa qualificação.

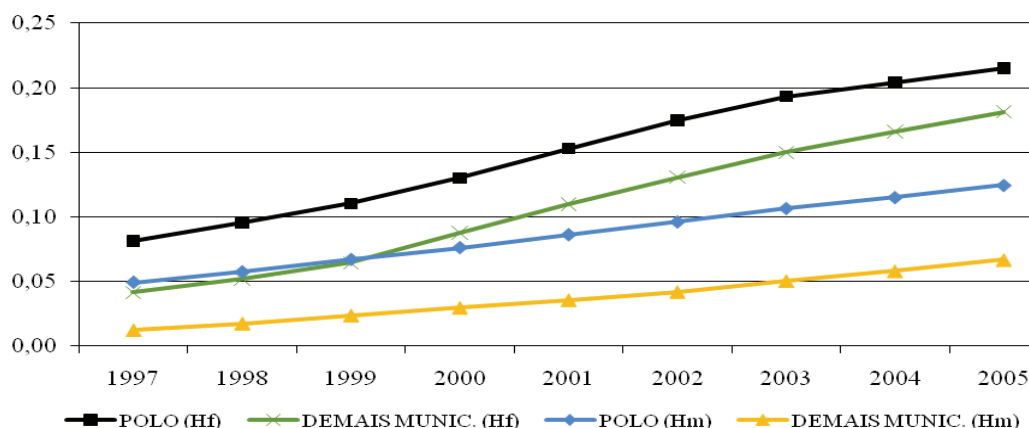


Gráfico 2: Evolução da Escolaridade Média *per capita* por Grande Região⁹

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados do INEP

O grau de abertura comercial, aferido a partir da razão entre a soma das exportações e importações¹⁰ e o PIB, foi construído a partir dos dados da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (SECEX/MDIC) nos moldes de Bastos *et all* (2011). Sendo assim, os efeitos assimétricos da abertura comercial serão captados por meio da inclusão de *dummies* interadas, tendo como referência os municípios menos desenvolvidos.

O Gráfico 3 apresenta a evolução da abertura comercial nos municípios cearenses. Observa-se que, inicialmente, o Pólo apresentava o maior grau de abertura comercial, no entanto, a partir do início da década de 2000, o grupo composto pelos demais municípios passou a superar o Pólo em termos de abertura comercial. Note ainda que, após 2002, veio a apresentar uma maior taxa de crescimento, distanciando-se cada vez mais do indicador

⁹ H_f denota capital humano com ensino fundamental e H_m capital humano com ensino médio.

¹⁰ Os dados de exportação e importação são referentes ao conceito FOB (*free on board*), designando uma modalidade de repartição de responsabilidade em que o exportador e o importador dividem os custos de segurança e transporte da mercadoria.

referente ao Pólo, mostrando uma tendência de desconcentração do comércio exterior no Estado do Ceará.

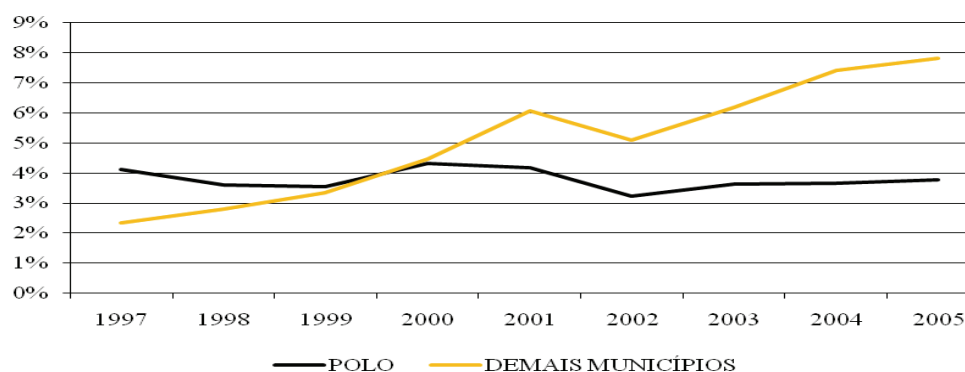


Gráfico 3: Evolução da Abertura comercial dos Municípios Cearenses
Fonte: Elaborado pelos autores do IPECE e SECEX/MDIC.

O Quadro 2 apresenta uma síntese dos parágrafos anteriores, apresentando as variáveis que serão utilizadas, bem como as letras que identificarão cada uma delas, suas *proxies*, fonte de obtenção desses dados e os sinais esperados dos seus coeficientes após as estimações dos modelos.

Variável	Proxy	Fonte	Sinal Esperado
Renda (<i>Y</i>)	Produto Interno Bruto <i>per capita</i> (<i>PIBpc</i>)	IPECE/IBGE	Var. dependente
Capital Físico (<i>K</i>)	Consumo de Energia Industrial + Comercial	COELCE	+
Capital Humano Fund. <i>per capita</i> (<i>Hf</i>)	Estoque de concluintes de Ensino Fundamental	IBGE/INEP	+
Capital Humano Médio <i>per capita</i> (<i>Hm</i>)	Estoque de concluintes de Ensino Médio	IBGE/INEP	+
Abertura Comercial (<i>Z</i>)	Razão entre a soma de exportações e importações e o PIB	IBGE/SECEX/MDIC	-/+
<i>Dummy</i> Pólo ¹ (<i>Dpólo</i> * <i>Z</i>)	Interação entre <i>Dummy Pólo</i> e abertura comercial	Elaboração própria	+
<i>Dummy</i> Demais Municípios ² (<i>Demaismunic</i> * <i>Z</i>)	Interação entre <i>Dummy Demaismunic</i> e abertura comercial	Elaboração própria	Categoria de referência

Quadro 2: Resumo Descritivo das Variáveis Utilizadas

Fonte: Elaborado pelos autores.

Obs.: (1) Esta variável assume o valor 1 para os municípios pertencentes ao grupo denominado de Pólo, caso contrário assume o valor 0; (2) Esta variável assume o valor 1 para os municípios pertencentes ao grupo denominado de Demais Municípios, caso contrário assume o valor 0.

A Tabela 1 reporta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no presente estudo. Observa-se, no período em análise, que a renda *per capita* média dos municípios considerados foi de R\$ 5.110,00. Além disso, constatou-se que, em média, 8% dos residentes nos municípios considerados neste estudo tinham ensino fundamental e apenas 3% tinham o ensino médio no período analisado. Já em termos de interação comercial, considerando o pólo, observa-se uma abertura comercial média na ordem de 3% enquanto que, nas mesmas condições, os demais municípios apresentaram uma participação de 5% do setor externo.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas das Variáveis Utilizadas

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Amplitude		Mediana
			Mínimo	Máximo	
Y_{it}	5.11	4.43	2.01	36.98	3.73
K_{it}	0.38	0.60	0.02	3.48	0.15
Hf_{it}	0.08	0.04	0.02	0.23	0.07
Hm_{it}	0.03	0.02	0.00	0.10	0.03
Z_{it}	0.04	0.07	0.00	0.46	0.02
$Dpoloi*Z_{it}$	0.03	0.03	0.00	0.16	0.02
$Ddemaismunic*Z_{it}$	0.05	0.08	0.00	0.46	0.02

Fonte: Elaborado pelos autores.

As Tabelas 3 e 4, em anexo, destacam as disparidades existentes entre alguns indicadores referentes aos 42 municípios cearenses citados no Quadro 1. A Tabela 3 apresenta a evolução dos indicadores de ensino, médio e fundamental, desses municípios. Percebe-se, inicialmente, que o município de Fortaleza liderava o *ranking* dos ensinos fundamental e médio no ano de 1997. No entanto, esse município apresentou, em média, uma redução de 1.8% ao ano nesses quesitos, perdendo mais de 20 posições em cada *ranking*. Convém mencionar também que outros municípios importantes do interior e RMF, Juazeiro do Norte, Crato, Sobral, Caucaia, Eusébio e Maracanaú, também apresentaram reduções nesses indicadores de ensino, perdendo, portanto, muitas posições relativas nos *rankings*. Por outro lado, municípios como Barreira, Fortim, Horizonte, Jaguaruana, Paracuru e Uruburetama apresentaram elevações significativas nos seus indicadores de escolaridade, subindo, portanto, várias posições.

A Tabela 4, por sua vez, destaca as disparidades existentes entre os indicadores de renda *per capita* e abertura comercial dos municípios supracitados. Percebe-se inicialmente que o município de Eusébio apresentou a maior renda *per capita* liderando o *ranking* em todo o período analisado, seguido por Horizonte e Maracanaú. O município de Fortaleza ocupava apenas a sexta posição no *ranking* desse indicador em 1997, passando para a quinta colocação em 2005. A renda *per capita* de Quixeré era a segunda menor dentre os municípios analisados em 1997, representando apenas 7% da encontrada no Eusébio, no entanto, este município apresentou uma melhora relativa significativa, crescendo, em média, 12.15% ao ano e passando para a sétima colocação no *ranking* da renda *per capita* em 2005. O município de Acarape apresentou a maior redução dentre todos os municípios analisados, caindo da sétima para a última colocação.

Em termos de abertura comercial destaca-se o município de Uruburetama, que liderava o *ranking* em 1997 perdendo o posto para Fortim, que apresentou uma elevação, em média, de quase 28% ao ano neste indicador, em 2005. O município de Fortaleza apresentou uma redução, em média, de 6.39% ao ano no indicador de abertura comercial, passando da nona colocação em 1997 para a vigésima em 2005. Convém mencionar os expressivos crescimentos nos indicadores de abertura comercial dos municípios de Marco, Acaraú, Itaitinga, Camocim e Itarema no período analisado. Já os municípios de Acarape e Canindé obtiveram os piores desempenhos entre os anos de 1997 e 2005.

Por fim, ao se confrontar as estatísticas de renda *per capita* com a participação do comércio, percebe-se que não há um padrão de direcionamento entre elas, visto que, o município de Eusébio possui o maior PIB *per capita* dentre os municípios analisados em todo o período e apresentou uma redução no comércio, caindo da décima sexta para a trigésima terceira colocação no *ranking* de abertura comercial. Já o município de Fortim, que assumiu a primeira posição da participação do comércio no PIB em 2005, ocupa apenas a vigésima terceira colocação no *ranking* da renda *per capita*. Entretanto, apesar dos indicativos

apresentados, nada se pode afirmar sobre os efeitos (e significância estatística) destas variáveis como determinantes da renda *per capita* dos municípios cearenses.

4. METODOLOGIA ECONÔMETRICA

Para cotejar os efeitos da abertura comercial sobre o nível de renda dos municípios cearenses entre 1997 e 2005 considerando aspectos regionais, estimar-se-á uma regressão adaptada para modelos dinâmicos de dados em painel a partir da estrutura utilizada por Daumal e Özyurt (2011) e Bastos *et all* (2011), a qual pode ser representada por:

$$(1) \quad \ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it-1} + \alpha_2 \ln K_{it} + \alpha_3 \ln H_{it} + \alpha_4 \ln Z_{it} + X_{it} \beta + \epsilon_{it}$$

Onde, Y_{it} reporta a renda *per capita*; Y_{it-1} é o nível de renda *per capita* com fins a representar um efeito transferência da renda passada para a futura; K_{it} e H_{it} descrevem, respectivamente, o estoque de capital físico *per capita* e o capital humano. A variável Z_{it} representa o grau de abertura comercial dado pela participação do comércio na renda; ou seja, $((\text{Importação}_{it} + \text{Exportação}_{it})/\text{PIB}_{it})$ e as variáveis contidas no vetor X_{it} representam *dummies* para cada grupo de municípios interagidas com a abertura comercial para captar os possíveis efeitos assimétricos da abertura. ϵ_{it} é o termo de erro. Os subscritos i e t referem-se ao estado i no ano t .

Observe que a presença da variável Y_{it-1} caracteriza o painel dinâmico. Em modelos assim especificados, haverá problema de endogeneidade¹¹ em consequência da presença da variável Y_{it-1} e também, no caso deste estudo, da variável de Z_{it} , que é apontada na

literatura¹² como endógena, gerando um viés no painel dinâmico. Logo, as estimativas de MQO tendem a ser viesadas e inconsistentes, superestimando o parâmetro de Y_{it-1} .

Uma alternativa para solucionar esse problema seria o uso de um estimador que captasse a heterogeneidade individual, isto é, o efeito fixo não observado, dos municípios cearenses. De modo semelhante, pode-se adotar também o método *Within Groups*, centrando as variáveis ao subtrair de cada observação sua média temporal, perdendo, conseqüentemente, um grau de liberdade para cada indivíduo da amostra. Contudo, a técnica *Within Groups*, que gera parâmetros inferiores aos de MQO, não consegue eliminar completamente a endogeneidade do modelo, persistindo o viés do painel dinâmico. Portanto, uma estimativa não viesada de α_0 deve estar entre os limites dos estimadores de MQO e *Within Groups*.

Outra possível estratégia para expurgar os efeitos fixos seria a transformação do modelo em primeira diferença e sua estimação por GMM, método que minimiza as condições de momentos da distribuição, agora em sua versão que ficou conhecida como *Difference-GMM*. A equação (1) será reescrita da seguinte forma:

$$(2) \quad \ln Y_{it} - \alpha_0 = \alpha_1 (\ln Y_{it} - \ln Y_{it-1}) + \alpha_2 (\ln K_{it} - \ln K_{it-1}) + \alpha_3 (\ln H_{it} - \ln H_{it-1}) + \alpha_4 (\ln Z_{it} - \ln Z_{it-1}) + X_{it} \beta + \epsilon_{it}$$

No entanto, além do problema adicional de autocorrelação dos resíduos devido à transformação em primeira diferença, a endogeneidade ainda persiste, pois $\ln Y_{it-1}$ é correlacionado com ϵ_{it} .

¹¹ Caso em que as variáveis explicativas do modelo são correlacionadas com os resíduos $E(X_{it}, \epsilon_{it}) \neq 0$. Uma variável qualquer pode ser classificada como: estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros; fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro; e endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros.

¹² Rodríguez e Rodrik (2001) descrevem a relação de bicausalidade existente entre comércio e o potencial de crescimento econômico. Ressaltando ainda, a potencial correlação existente entre as variáveis comumente utilizadas para mensurar abertura comercial e características geográficas, enviesando os resultados obtidos.

Faz-se necessário então o uso de um instrumento que expurgue completamente a endogeneidade do modelo. Sabe-se, das hipóteses assumidas para o método de estimação GMM¹³, que $E(Y_{it} - \beta_0) = 0$ para $t = 3, 4, \dots, T$ e $s \geq 2$. Logo, Arellano e Bond (1991) sugerem utilizar a primeira diferença de Y_{it} com defasagens maiores que um como instrumento para expurgar a endogeneidade. Entretanto, para painéis com dimensão temporal pequena, os instrumentos utilizados podem ser fracos e o problema de endogeneidade persistirá.

Assim Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) sugerem a composição de um sistema que combine (1) e (2) utilizando-se como instrumentos as variáveis em primeira diferença defasadas para a equação em nível e as variáveis em nível defasadas para a equação em primeira diferença. Surge então o método de estimação que ficou conhecido como *System-GMM*.

Neste artigo emprega-se o *System-GMM* e, seguindo Roodman (2009), reportam-se todas as escolhas de especificação do modelo. Há duas técnicas de estimação GMM para o *System-GMM*, uma em que se supõe que os resíduos sejam esféricos¹⁴ (*one-step*), e outra, *two-step*, na qual se utilizam os resíduos gerados na primeira estimação para obter uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância.

Devido ao tamanho da amostra, utiliza-se a variante *two-step* que é assintoticamente mais eficiente para a estimação do painel. No entanto, essa tende a subestimar os erros-padrão sendo necessário utilizar a correção de Windmeijer (2005) para amostras finitas, tornando a estimação *two-step* ainda mais robusta.

Como o painel dinâmico é sensível a autocorrelação dos resíduos, aplica-se o teste de Arellano e Bond para autocorrelação de primeira e segunda ordem, para que a estimação seja consistente, deve-se rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem e não rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda-ordem.

Ademais, é preciso definir algum critério para a quantidade e validade dos instrumentos utilizados. Primeiramente, para que não haja sobreidentificação¹⁵, recomenda-se a restrição de que o número de instrumentos deve ser menor ou igual ao número de grupos investigados.

Para testar a validade dos instrumentos, adotam-se as estatísticas de teste de Hansen (1982) e Sargan (1958)¹⁶ que têm a validade dos instrumentos como hipótese nula. Além disso, é importante notar que estes possuem baixo poder se o modelo inclui uma ampla seleção de instrumentos excluídos. Por esse motivo, também se analisa o teste de exogeneidade de grupos particulares de instrumentos, o teste *difference-Hansen* definido como a diferença entre a estatística de Hansen obtida com um número menor de instrumentos, excluindo-se os instrumentos com validade suspeita, e a equação com todos os instrumentos, inclusive aqueles com indícios de serem precários. A hipótese nula é a de que ambos, o número reduzido de instrumentos e os instrumentos suspeitos adicionais, são válidos.

¹³ Para uma descrição detalhada das hipóteses e de todo o processo de estimação GMM ver Roodman (2009).

¹⁴ Homocedásticos.

¹⁵ Caso em que o número de instrumentos é superior ao número de grupos. Vale destacar que Daumal e Özyurt (2011), em suas estimações GMM, não respeitam este critério, logo, seus resultados podem estar sujeitos ao viés ocasionado pela endogeneidade. Para mais detalhes, ver Roodman (2009). No presente estudo, o número de grupos é dado pela quantidade de municípios presentes no painel.

¹⁶ A estatística de teste de Hansen (1982) é mais robusta na presença de heterocedasticidade. Vale destacar que o teste de Sargan (1958) é um caso especial da estatística J de Hansen para o caso de Homocedasticidade.

5. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os efeitos da abertura comercial e do capital humano sobre o nível de renda dos municípios cearenses serão investigados a partir da estimação de duas regressões¹⁷, a primeira leva em conta o capital humano medido pelo estoque de residentes com ensino fundamental, enquanto que o segundo faz uso do mesmo indicador considerando o ensino médio. Os resultados estão sintetizados na tabela 2.

Primeiramente, a análise se atém aos testes de especificação e, em seguida, discute-se os coeficientes. O teste de Arellano-Bond não rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem, mas rejeita a autocorrelação de primeira ordem. Já para a validade dos instrumentos, os testes de Hansen e Sargan, não rejeitam a hipótese de que os instrumentos são válidos. E, por fim, o teste *Difference-Hansen* não rejeita a hipótese de exogeneidade dos instrumentos. Consequentemente pode-se inferir que a estimação se mostrou eficiente em ambos os modelos.

Em relação aos coeficientes estimados, percebe-se que existe um componente dinâmico no crescimento econômico cearense, em função da renda passada exercer influência sobre a renda *per capita* atual. Além disso, pode-se inferir que um aumento de 10% no nível de renda *per capita* hoje tende a aumentar a renda futura em 6% em ambas as regressões.

O comércio internacional afetou negativamente o nível de renda do agregado dos municípios cearenses. Esse resultado, possivelmente, é decorrente da especialização em produtos com baixo valor agregado. De fato, como mostram Maia e Cavalcante (2010), os principais produtos exportados pela economia cearense são Calçados, Castanha de Caju, Couros e Peles, Frutas e produtos Têxteis, enquanto a pauta de importações é composta por Reatores Nucleares, Máquinas e Equipamentos e Produtos Químicos.

Assim sendo, como argumentou Dowrick e Golley (2004), a especialização na produção de produtos primários se mostra maléfica para o crescimento econômico, em razão da deterioração nos termos de troca. Além disso, pode revelar um fraco nível de difusão e absorção de novas tecnologias pelo fato do baixo nível educacional do estado do Ceará.

No entanto, analisando o coeficiente da variável $Dpols*Z_{it}$ pode-se atestar a existência de assimetrias nos efeitos do comércio internacional entre os municípios cearenses, uma vez que, considerando os municípios constantes no Pólo, obtêm-se um impacto positivo e estatisticamente robusto do comércio exterior no nível de renda dos municípios cearenses, quando comparados aos demais municípios.

Assim como Herzer (2011), esse resultado confirma que o efeito-renda do comércio sobre a renda *per capita* tende a ser positivo para as regiões desenvolvidas, enquanto que negativo para as regiões com menores níveis de desenvolvimento. Portanto, a maior abertura comercial contribuiu para um crescimento divergente e desigual entre os municípios cearenses, considerando seus respectivos níveis de desenvolvimento.

No tocante às variáveis de capital físico e humano verifica-se que este, medido pelo ensino médio, é superior àquele. Além disso, os resultados mostram que o ensino fundamental não se mostrou relevante na geração de renda para os municípios cearenses, uma vez que o coeficiente desta variável não apresentou significância estatística.

Deste modo, políticas de incentivo a uma maior escolaridade devem ser prioridade para o Estado, haja vista que o ensino fundamental não impacta o nível de renda dos municípios cearenses. Por outro lado, um aumento de 10% no estoque de residentes com

¹⁷ Esta seção contempla apenas a análise das estimativas pelo método *System-GMM*. No entanto, os dois modelos – Ensino Fundamental e Ensino Médio – foram estimados também por MQO e *Within Groups* e o

coeficiente de Y_{it-1} estimado por *System-GMM* se localizou exatamente entre os limites desta variável nas estimações por MQO e *Within Groups*. Sendo assim, o viés existente no painel dinâmico foi eliminado.

ensino médio *per capita*, *ceteris paribus*, aumenta a renda *per capita* municipal em 1,1%; enquanto que um aumento semelhante no estoque de capital físico, nas mesmas condições, aumenta a renda em apenas 0,6%.

Assim, se o objetivo da política econômica do governo do Estado for aumentar a renda *per capita* dos municípios cearenses, recomendam-se políticas educacionais, sobretudo para níveis maiores que o ensino médio, em detrimento a política industrial, pois de acordo com Nelson e Phelps (1966), Lucas (1988) e Romer (1990) o capital humano é o motor do crescimento econômico e, inclusive, potencializa os efeitos da política industrial via *learning by doing*, *knowledge Spillovers* e difusão tecnológica.

Esses resultados seguem a direção dos estudos clássicos de Lucas (1988), Romer (1990), MRW (1992), FIP (2004) e Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010) que confirmam que o capital humano apresenta um impacto importante no crescimento das economias e regiões. Vale destacar ainda, que Oliveira Silva (2006), Oliveira (2006), Barreto e Almeida (2008) e Irfi *et all* (2008), encontraram resultados semelhantes, quais sejam, que a economia cearense pode crescer via investimento em educação e capacitação profissional, o que possibilita um aumento na absorção de novas tecnologias pelos trabalhadores e, por conseguinte, tende a gerar ganhos de produtividade.

Tabela 2: Resultados dos Modelos Estimados

Variáveis explicativas	Ensino Fundamental	Ensino Médio
	Coefficientes	Coefficientes
LnY_{it-1}	0.6464* (0.0709)	0.6582* (0.0940)
LnH_{it}	0.0975 (0.0665)	0.1158* (0.0423)
LnK_{it}	0.0716*** (0.0378)	0.0606*** (0.0341)
LnZ_{it}	-0.0341*** (0.0196)	-0.0307*** (0.0173)
$Dpolos*Z_{it}$	2.2165** (0.8505)	3.5054* (1.2548)
Const.	0.7329* (0.2377)	0.8173* (0.2494)
	F(5, 41) = 124.65	F(5, 41) = 159.54
	Prob > F = 0.0000	Prob > F = 0.0000
	Nº de Observações: 378	Nº de Observações: 378
	Nº de grupos: 42	Nº de grupos: 42
	Nº de Instrumentos: 18	Nº de Instrumentos: 12
Testes de especificação	p-valor	
H_0 : Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem	0.008	0.009
H_0 : Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem	0.467	0.480
Teste de Sargan	0.248	0.776
Teste de Hansen	0.486	0.464
Teste de Hansen Grupo Excluído	0.463	0.687
Teste <i>Difference</i> -Hansen	0.564	0.157

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos resultados obtidos pelo *software* Stata 10.

Obs.: (i) Os valores em parênteses são os erros padrões corrigidos para amostras finitas pelo método de Windmeijer (2005); (ii) Os valores para os testes de Hansen são os p-valores para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos; (iii) Utilizaram-se como instrumentos no *System-GMM* as variáveis explicativas em diferenças defasadas e variáveis explicativas em nível defasadas; (iv) Hipótese Nula do teste *Difference*-Hansen: Exogeneidade dos instrumentos utilizados; (v) Foram consideradas endógenas na estimação do *System-GMM* as variáveis de renda e abertura comercial. Notas: * significativa ao nível de 1%. ** significativa ao nível de 5%. *** significativa ao nível de 10%.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo utilizou informações de 42 municípios cearenses no período de 1997 a 2005 e modelos dinâmicos para dados em painel, estimados por *System-GMM*, com o objetivo de identificar possíveis assimetrias nos impactos do comércio internacional sobre o nível de renda do Estado e a contribuição dos diferenciais de escolaridade, entre ensino fundamental e médio, na determinação do progresso destes municípios.

A metodologia *System-GMM* se mostrou eficiente para expurgar a endogeneidade do modelo, visto que, o coeficiente da variável dependente defasada nesta estimação localizou-se exatamente entre os limites dos coeficientes desta mesma variável nas estimações por MQO e *Within Groups*, eliminando, portanto, o viés existente no painel dinâmico. Além disso, os testes de Arellano-Bond, Hansen e *Difference-Hansen* não rejeitaram as suas respectivas hipóteses nulas de ausência de autocorrelação de segunda ordem, validade e de exogeneidade dos instrumentos utilizados de maneira a robustecer as estimativas.

No tocante aos resultados, pode-se dizer que o capital humano, medido em termos de ensino fundamental, não se mostrou relevante na determinação do nível de renda dos municípios cearenses. Por outro lado, ao considerar o capital humano a partir do nível médio, o impacto foi positivo e estatisticamente robusto, sendo este, inclusive, maior do que o do capital físico. Esse resultado exalta a importância do investimento em capital humano para o crescimento do Estado, além de evidenciar a necessidade de redução do *gap* de escolaridade existente no Estado, uma vez que não se tem evidência estatística para afirmar que o estoque de capital humano com nível fundamental melhora a renda *per capita* dos municípios cearenses.

Além disso, a evidência supracitada corrobora com os estudos de Nelson e Phelps (1966), Lucas (1988), Romer (1990), MRW (1992) e FIP (2004), uma vez que tanto o capital humano quanto o físico aumentam a renda *per capita* dos municípios cearenses, entretanto, o impacto do primeiro é maior.

Verificou-se também uma forte persistência na atividade econômica, uma vez que um aumento de 10% na renda *per capita* do período anterior, *ceteris paribus*, ocasiona um incremento de 6% na renda *per capita* do período seguinte.

Em termos de abertura comercial, observou-se que esta se mostrou maléfica para o nível de renda do agregado dos municípios, pois incrementos na ordem de 10% na primeira variável, *ceteris paribus*, provocam uma redução na última de aproximadamente 0,3%.

A especialização da economia cearense em produtos com baixo valor agregado pode explicar tal evidência, pois, como mostram Maia e Cavalcante (2010), os principais produtos exportados pela economia cearense são Calçados, Castanha de Caju, Couros e Peles, Frutas e produtos Têxteis enquanto a pauta de importações é composta por Reatores Nucleares, Máquinas e Equipamentos e Produtos Químicos.

Vale ressaltar ainda que, de acordo com Dowrick e Golley (2004), a especialização na produção de produtos primários se mostra maléfica para o crescimento, em razão da deterioração nos termos de troca. Além disso, pode revelar um fraco nível de difusão e absorção de novas tecnologias em virtude do baixo nível educacional cearense.

No entanto, ao considerar as disparidades regionais existentes no Estado do Ceará, pode-se atestar a existência de assimetrias nos efeitos do comércio internacional entre os municípios, uma vez que, considerando os municípios mais desenvolvidos, obtêm-se um impacto positivo e estatisticamente robusto do comércio exterior no nível de renda do Estado, quando comparados aos demais municípios.

Nos moldes de Herzer (2011), esse resultado também confirma que o efeito-renda do comércio sobre a renda *per capita* tende a ser positivo para as regiões mais desenvolvidas, enquanto que negativo para as regiões com menores níveis de desenvolvimento.

Diante disso, é legítimo concluir que a maior abertura comercial contribuiu para um crescimento divergente e desigual entre os municípios cearenses, considerando seus respectivos níveis de desenvolvimento.¹⁸

Em suma, políticas públicas canalizadas para o aumento na escolaridade dos cearenses, sobretudo para níveis a partir do médio, são cruciais para a redução das disparidades do Estado tanto no que tange a redução do *gap* de escolaridade como para atenuar os efeitos assimétricos provocados pelo aumento da abertura comercial do Estado. Tal política proporcionará maiores níveis de *learnig by doing*, *knowledge Spillovers* e difusão tecnológica nos municípios cearenses a fim de levá-los a especializar-se em setores de alta tecnologia e a atuarem em setores de alto valor agregado beneficiando-se, portanto, do crescimento econômico mundial que envolve P&D.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acemoglu, D.; Aghion, P.; Zilibotti, F. *Growth, Development, and Appropriate Versus Inappropriate Institutions*, mimeo MIT, 2006a.
- Acemoglu, D.; Aghion, P.; Zilibotti, F. Distance to frontier, selection and economic growth, *Journal of the European Economic Association*, v.4, n. 1, p. 37–74, 2006b.
- Alesina, A.; Spolaore, E.; Wacziarg, R. Trade, Growth and Size of Countries. *Handbook of Economic Growth*, 2004.
- Arellano, M.; Bond, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, p. 277-97, 1991.
- Arellano, M.; Bover, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 29-52, 1995.
- Baldwin, R.; Braconier, H.; Forslid, R. Multinationals, endogenous growth and technological spillovers: Theory and evidence. *Review of International Economics* v. 13, p. 945-36, 2005.
- Barreto, R. C. S.; Almeida, E. *A contribuição do capital humano para crescimento econômico e convergência espacial do PIB per capita no Ceará*. In: Economia do Ceará em Debate, 2008.
- Barro, R.J. Sala-i-Martin, X. *Economic Growth*. McGraw-Hill, p. 539, 1995.
- Barro, R. J.; Sala-i-Martin, X. Technological Diffusion, Convergence, and Growth. *Journal of Economic Growth*, n. 2, p. 1-26, 1997.
- Bastos, F. S.; Arruda, E. F.; Guimarães, D. Barboza, G.; Irfi, G. *Abertura Comercial e nível de Renda dos Estados Brasileiros: Uma análise com modelos dinâmicos de dados em painel*. In: XVI Encontro de Economia Regional do Nordeste, Fortaleza, 2011.
- Bertella, M. A.; Lima, G. T. Um Modelo Macrodinâmico de Abertura Comercial, Utilização da Capacidade Produtiva e Crescimento Econômico. *Estudos Econômicos*, v. 34, n. 2, p. 297-320, 2004.

¹⁸ Este resultado é semelhante ao encontrado por Kim e Lin (2009) e Bastos *et al* (2011).

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

Cândido, M. S.; Lima, F. G. Crescimento Econômico e Comércio Exterior: Teoria e Evidências para algumas Economias Asiáticas, *Revista Economia Contemporânea*, v. 14, n. 2, p. 303-325, 2010.

Cangussu, R. C.; Salvato, M. A.; Nakabashi, L. Uma Análise do Capital Humano sobre o Nível de Renda dos Estados Brasileiros: MRW Versus Mincer. *Estudos Econômicos*, v. 40, n.1, p. 153-183, 2010.

Daumal, M.; Özyurt, S. The Impact of International Trade Flows on Economic Growth in Brazilian States. *Review of Economics and Institutions*, v. 2, n. 1, 2011.

Dowrick, S.; Golley, J. Trade Openness and Growth: Who Benefits? *Oxford Review of Economic Police*, v. 20, n. 1, p. 38-56, 2004.

Edwards, S. Openness, trade liberalization, and growth in developing countries. *Journal of Economic Literature*, v. 31, n. 3, p. 1358-93, 1993.

Ferreira, P. C.; Rossi, J. L. New Evidence from Brazil on Trade Liberalization and Productivity Growth. *International Economic Review*, v. 44, n. 4, p. 1383-1405, 2003.

Ferreira, P. C.; Issler, J. V.; Pessôa, S. A. Testing production functions used in empirical growth studies. *Economics Letters*, v. 88, n. 1, p. 29-35, 2004.

Frankel J, A.; Romer, D. Does Trade Cause Growth? *American Economic Review*, v. 89, n. 3, p. 379 -99, 1999.

Grossman, G. M.; Helpman, E. Comparative advantage and long-run growth. *American Economic Review*, v. 80, p. 796-815, 1990.

Grossman, G. M.; Helpman, E. Trade, Knowledge Spillovers and Growth, *European Economic Review*, v. 35, p. 517-526, 1991.

Hansen, L. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, v. 50, n. 3, p. 1029-54, 1982.

Herzer, D. *Cross-country heterogeneity and the trade-income*. Paper provided by Ibero-America Institute for Economic Research in its series relationship Ibero America Institute for Econ. Research (IAI) Discussion Papers, n. 209, 2011.

Irffi, G.; Trompieri Neto, N.; Oliveira, J. L.; Nogueira, C. A.; Pontes, M. B.; Holanda, M. C. *Os Determinantes do Crescimento Econômicos dos Municípios Cearenses*. In: Economia do Ceará em Debate, 2008.

Kim, D. H.; Lin, S. C. Trade and Growth at Different Stages of Economic Development. *The Journal of Development Studies*, v. 45, n. 8, p. 1211-1224, 2009.

Kiota, K. *Trade Liberalization, Economic Growth, and Income Distribution in a Multiple-cone Neoclassical Growth Model*. CCES Discussion Paper Series, n.17, 2009.

Lopez, R. A. Trade and growth: Reconciling the macroeconomic and microeconomic evidence. *Journal of Economic Surveys*, v. 19, p. 623-48, 2005.

Lucas, R. E. On the mechanic of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.

Maia, A. C. L.; Cavalcante, A. L. *O dinamismo do Comércio Exterior Cearense de 1989 a 2009*. Texto para Discussão, n. 82, 2010.

Magalhães, A. M.; Branco, V. C.; Cavalcante, T. V. Abertura Comercial, Crescimento Econômico e Tamanho dos estados: Evidências para o Brasil. In: *Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia – ANPEC*, 2007.

Mankiw, N. G.; Romer, D.; Weil, D. N. A Contribution to the Empirics Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, p. 407-437, 1992.

Nelson, R. R., Phelps, E. S. Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth. *The American Economic Review*, v. 56, n. 2, p. 69-82, 1966.

Oliveira, C. A. *Externalidades Espaciais e o Crescimento Econômico das Cidades do Estado do Ceará*. 2006.

Oliveira Silva, V. H. *Crescimento Econômico e Equidade Social nos Municípios do Ceará: uma Evidência Empírica entre 1991 e 2000*. IPECE – Texto para Discussão n. 32, 2006.
Redding, S. Dynamic comparative advantage and the welfare effects of trade. *Oxford Economic Papers*, v. 51, p. 15-39, 1999.

Rivera-Batiz, L. A.; Romer, P. M. International trade with endogenous technological change. *European Economic Review*, v. 35, p. 971-1001, 1991.

Roodman, D. How to do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata. *Stata Journal*, v. 9, n. 1, p. 86-136, 2009.

Rodríguez, F.; Rodrik, D. *Trade Policy and Economic Growth: A Skeptics Guide to the Cross-National Evidence*. NBER Macroeconomics Annual, MIT Press, v. 15, 2001.

Rodrik, D. *The New Global Economy and Developing Countries: Making Openness Work*. Overseas Development Council, Washington, DC, 1999.

Romer, P. M. Increasing Returns and Long-Run Growth. *The Journal of Political Economy*, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.

Romer, P. M. Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, p. 71-99, 1990.

Sargan, J. The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, v. 26, n. 3, p. 393-415, 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.

Young, A. Learning by doing and the dynamic effects of international trade. *Quarterly journal of Economics*, v. 106, p. 369-405, 1991.

APÊNDICE

Tabela 3 - Disparidades dos Indicadores de Concluintes de Ensino Fundamental e Médio de 42 Municípios Cearenses

<i>Município</i>	$\frac{Hf_i/Hf_{FF}}{OR(97)}$	$\frac{Hf_i/Hf_{FF}}{OR(05)}$	$\frac{Hm_i/Hm_{FF}}{OR(97)}$	$\frac{Hm_i/Hm_{FF}}{OR(05)}$	<i>Rank</i> (97/05) <i>f</i>	<i>Rank</i> (97/05) <i>m</i>	$\gamma(\%f)$	$\gamma(\%m)$
Acarape	0.66	2.19	0.14	0.48	7/8	25/39	11.59	12.06
Acaraú	0.25	1.30	0.10	0.75	42/24	33/35	16.55	20.48
Aquiraz	0.42	1.16	0.09	0.89	33/26	36/31	9.57	23.11
Aracati	0.54	0.72	0.29	1.78	12/35	9/1	1.38	18.50
Banabuiú	0.28	1.84	0.08	0.81	40/15	39/34	19.14	24.26
Barbalha	0.52	1.47	0.36	1.53	17/20	6/4	9.72	14.39
Barreira	0.42	2.55	0.08	1.22	31/3	38/10	18.18	28.63
Camocim	0.42	0.89	0.16	1.09	30/30	16/20	6.42	19.28
Canindé	0.32	0.55	0.10	0.95	37/40	34/27	4.31	23.17
Cascavel	0.50	1.16	0.13	1.39	20/25	27/6	7.61	24.30
Caucaia	0.74	0.63	0.15	0.18	4/39	20/41	-3.56	0.20
Crato	0.70	0.70	0.81	0.97	5/36	2/26	-1.74	0.14
Eusébio	0.58	1.88	0.19	1.08	11/14	13/21	11.35	17.47
Fortaleza	1.00	1.00	1.00	1.00	1/27	1/24	-1.81	-1.81
Fortim	0.47	2.57	0.04	1.18	22/2	42/11	17.08	36.49
Horizonte	0.44	1.71	0.12	1.17	27/19	28/13	13.27	23.26
Icapuí	0.46	2.31	0.16	1.07	25/5	18/22	16.23	19.33
Itaitinga	0.43	2.04	0.10	0.74	29/10	32/36	15.57	19.97
Itapajé	0.45	1.97	0.15	1.15	26/11	19/17	14.57	20.59
Itapipoca	0.50	0.46	0.19	0.89	19/42	12/33	-2.80	15.21
Itarema	0.30	1.90	0.06	0.65	39/13	41/38	18.86	24.57
Jaguaruana	0.41	2.04	0.29	1.56	34/9	8/3	15.95	16.78
Juazeiro do Norte	0.69	0.67	0.40	0.38	6/37	5/40	-2.20	-2.19
Limoeiro do Norte	0.61	1.33	0.43	1.50	9/23	4/5	6.81	12.03
Maracanaú	0.98	0.96	0.14	0.14	2/28	24/42	-2.05	-1.95
Maranguape	0.65	0.66	0.15	1.25	8/38	21/9	-1.67	21.83
Marco	0.38	2.34	0.12	1.00	36/4	30/25	18.37	21.51
Morada Nova	0.41	0.87	0.21	1.17	35/31	11/15	6.49	17.29
Pacajus	0.51	1.71	0.13	1.18	18/18	26/12	11.61	22.35
Pacatuba	0.83	1.35	0.10	0.94	3/21	35/28	3.59	23.16
Paracuru	0.53	2.26	0.14	1.17	15/7	22/14	14.31	21.49
Quixadá	0.60	0.77	0.33	1.60	10/34	7/2	0.87	15.70
Quixeramobim	0.53	0.91	0.12	1.10	13/29	29/19	4.21	22.64
Quixeré	0.46	2.26	0.14	1.03	23/6	23/23	15.88	20.27
Russas	0.53	0.83	0.24	1.37	14/32	10/7	3.14	17.62
Santa Quitéria	0.27	1.34	0.17	1.11	41/22	14/18	16.02	18.68
São Benedito	0.32	1.74	0.11	0.91	38/17	31/29	17.13	21.49
São G. do Amarante	0.46	1.79	0.07	1.16	24/16	40/16	13.39	29.08
Sobral	0.53	0.51	0.62	0.70	16/41	3/37	-2.18	-0.43
Tianguá	0.44	0.80	0.17	0.90	28/33	15/30	4.96	16.82
Ubajara	0.42	1.97	0.16	0.89	32/12	17/32	15.36	17.07
Uruburetama	0.49	2.91	0.09	1.25	21/1	37/8	17.87	26.93

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do INEP.

Tabela 4 - Disparidades dos Indicadores de Renda per capita e Abertura Comercial de 42 Municípios Cearenses

<i>Município</i>	Y_i/Y_{EUS} (97)	Z_i/Z_{URU} (97)	Y_i/Y_{EUS} (05)	Z_i/Z_{URU} (05)	<i>Rank</i> (97/05) _y	<i>Rank</i> (97/05) _z	$\gamma(\%)_y$	$\gamma(\%)_z$
Acarape	0.18	0.23	0.16	0.00	7/42	10/41	-10.45	-62.87
Acaraú	0.07	0.00	0.19	0.06	39/37	42/21	2.17	75.13
Aquiraz	0.12	0.02	0.34	0.03	12/12	25/27	3.22	17.35
Aracati	0.11	0.22	0.35	0.29	17/10	11/7	4.46	12.40
Banabuiú	0.07	0.69	0.20	0.13	42/36	2/13	3.15	-9.38
Barbalha	0.11	0.00	0.24	0.00	16/26	37/39	0.00	8.51
Barreira	0.08	0.02	0.19	0.02	35/38	24/30	1.38	10.54
Camocim	0.10	0.01	0.24	0.23	18/27	34/11	0.20	49.15
Canindé	0.10	0.36	0.19	0.00	24/40	4/40	-1.51	-55.10
Cascavel	0.11	0.48	0.37	0.90	13/9	3/3	4.21	16.39
Caucaia	0.12	0.24	0.22	0.25	11/32	8/10	-2.14	9.44
Crato	0.13	0.01	0.26	0.04	9/20	31/25	-1.30	27.38
Eusébio	1.00	0.08	1.00	0.01	1/1	16/33	-8.85	-10.75
Fortaleza	0.22	0.24	0.56	0.06	6/5	9/20	1.52	-6.39
Fortim	0.10	0.21	0.24	1.06	19/23	12/1	0.81	27.39
Horizonte	0.67	0.29	0.78	0.34	2/2	6/6	-7.20	11.09
Icapuí	0.08	0.01	0.38	0.07	29/8	27/18	7.80	28.12
Itaitinga	0.08	0.00	0.18	0.03	33/41	41/29	0.41	64.43
Itapajé	0.08	0.28	0.29	0.42	31/16	7/4	5.42	13.67
Itapipoca	0.12	0.15	0.22	0.02	10/30	13/31	-2.36	-14.15
Itarema	0.07	0.01	0.24	0.14	40/28	35/12	4.42	43.63
Jaguaruana	0.09	0.01	0.26	0.06	28/21	30/19	3.29	29.01
Juazeiro do Norte	0.10	0.01	0.28	0.00	23/18	33/38	3.14	1.97
Limoeiro do Norte	0.11	0.01	0.35	0.04	14/11	28/24	3.91	23.27
Maracanaú	0.61	0.34	0.75	0.29	3/3	5/8	-6.56	7.46
Maranguape	0.14	0.05	0.32	0.10	8/13	19/16	0.73	17.51
Marco	0.07	0.00	0.21	0.11	38/33	40/14	3.27	76.20
Morada Nova	0.10	0.01	0.21	0.05	22/35	29/23	-0.49	24.85
Pacajus	0.37	0.03	0.47	0.04	4/6	21/26	-6.15	14.09
Pacatuba	0.07	0.01	0.23	0.05	36/29	32/22	3.95	29.74
Paracuru	0.10	0.00	0.31	0.00	20/15	39/37	3.72	30.24
Quixadá	0.11	0.01	0.26	0.00	15/19	36/42	1.04	-32.17
Quixeramobim	0.08	0.09	0.25	0.25	32/22	15/9	3.70	20.44
Quixeré	0.07	0.02	0.47	0.37	41/7	22/5	12.15	39.62
Russas	0.10	0.06	0.32	0.01	21/14	17/36	4.16	-18.28
Santa Quitéria	0.08	0.05	0.21	0.01	30/34	18/34	1.66	-6.95
São Benedito	0.07	0.01	0.19	0.01	37/39	26/32	1.84	9.84
São G. do Amarante	0.08	0.03	0.22	0.01	34/31	20/35	3.04	-3.42
Sobral	0.30	0.11	0.60	0.11	5/4	14/15	-1.31	9.26
Tianguá	0.09	0.02	0.24	0.07	27/24	23/17	2.33	21.71
Ubajara	0.09	0.00	0.24	0.03	26/25	38/28	2.15	36.45
Uruburetama	0.09	1.00	0.29	1.00	25/17	1/2	3.86	9.28

Fonte: Elaborado pelos autores com base em dados do IBGE e MDIC-SECEX.

ENDOGENEIDADE DA EDUCAÇÃO NA PREVISÃO DA TAXA DE RETORNO: AVALIAÇÃO METODOLÓGICA E APLICAÇÃO PARA REGIÕES BRASILEIRAS E ESTADOS SELECIONADOS

Francisca Zilania Mariano¹

Ronaldo A. Arraes²

RESUMO

Tendo em vista o problema da endogeneidade da variável educação e as fontes de dados disponíveis para o Brasil, comparam-se dois métodos de estimação para a equação minceriana de rendimentos, visando inferir sobre qual deles possui o melhor poder preditivo, modelo endógeno ou o procedimento com variáveis instrumentais (VI). Verifica-se que o método de Heckman aplicado ao primeiro modelo possui o menor erro quadrático médio (MSE). Isso acontece devido à qualidade dos instrumentos disponíveis, o que alerta para a necessidade de haver uma maior interação entre as agências responsáveis pelo desenho e coleta de dados e a comunidade científica sobre as informações a serem geradas em uma *survey* para atender as ações de políticas locais com diagnósticos mais precisos. Constatado que o modelo endógeno apresenta melhor poder preditivo, estimam-se variações na equação de rendimentos através da interação entre capital humano e regionalização. Observa-se que as taxas de retorno da educação variam de acordo com as regiões e estados brasileiros, sendo a região Nordeste e o estado do Ceará os que apresentam o menor retorno, equivalente a, aproximadamente 14,68%, e ao compará-los a região Centro-Oeste e ao estado de Santa Catarina o diferencial entre os retornos chega a 26% e a 31%, respectivamente. Uma vez corrigido parte do viés de habilidade, isso mostra que indivíduos advindos de regiões com distinto grau de desenvolvimento econômico não acumulam igualmente o mesmo nível de capital humano. **Palavras chave:** Endogeneidade e Retorno Educação, Equação Minceriana, Modelos Preditivos.

ABSTRACT

In view of the endogeneity problem in the education variable and the available data sources for Brazil, two estimation methods for the mincerian earning equation are compared to infer about which one has the best predictive power – endogenous model or the procedure with instrumental variables (IV). It is found that the method of Heckman applied to the first model has the lowest mean squared error (MSE). This happens due to the quality of IV, which alert to the need for greater interaction between the agencies responsible for the design and data collection and the scientific community about the information to be generated in a survey to meet local political actions with diagnoses more accurate. Furthermore, given better predictive power of the endogenous model, alternative specifications in the earning equations are performed in order to allowing average returns to be variable as human capital and regionalization interact. It is observed that the education rates of return of education vary according to regions and Brazilian States, where the Northeast region and the State of Ceará present the lowest returns, equivalent to approximately 14.68%, which compared to the Mid-West region and the State of Santa Catarina the differential between the returns reaches 26% and 31%, respectively. This corrects part of the skill bias, and shows that individuals from regions with distinct degree of economic development do not accumulate equally the same level of human capital.

Keywords: Endogeneity and Return to Education, Mincerian Equation, Predictive Models.

¹ Mestre, Doutoranda em Economia, CAEN/UFC. ainaliz@yahoo.com.br

² PhD, Professor CAEN/UFC. ronald@ufc.br

1. INTRODUÇÃO

A relação entre escolaridade e rendimentos é um dos mais frequentes assuntos abordado em economia empírica. Um elevado número destes estudos desenvolve versões da equação de salário proposta por Mincer (1974), cujo parâmetro-chave está associado com anos de escolaridade, derivado para capturar os efeitos sobre as diferenças de rendimentos causadas por diferenças de escolaridade formal dos indivíduos. Entretanto, para dar uma interpretação causal dos parâmetros nessa equação, deve-se ter em conta que a variável explicativa “anos de escolaridade” é endógena, vez que é intrinsecamente definida como uma variável de escolha. O problema de endogeneidade está relacionado ao fato de que o pesquisador não observa todos os factores que afetam a escolha desejada de escolaridade. Se alguns desses fatores não observados estão correlacionados com os observados na equação de rendimentos, então, estimações convencionais produziriam estimativas visadas do retorno da escolaridade (denominado viés de habilidade).

Estimativas da taxa de retorno da educação variam largamente, dependendo da base de dados utilizada, das hipóteses assumidas e das técnicas de estimação utilizadas. Em termos metodológicos, o debate sobre a endogeneidade requer, em geral, identificar hipóteses que não podem ser empiricamente testadas ou se mostram fracas em processos de estimação. Além disso, ao se proceder estimativa de uma única taxa de retorno pode não fornecer informação relevante se retornos da educação diferem por nível de escolaridade, ou entre populações (estratos sociais) ou entre regiões heterogêneas. Afinal, sua importância para respostas de políticas são contrapostas ao debate metodológico. Nesse sentido, o risco desempenha um importante papel na decisão de investimento na educação do indivíduo, bem como no nível de investimento educacional do Governo, que devem ser levados em consideração na tomada de decisão sobre racionalidade e otimização do investimento em educação (HECKMAN, LECHNER, TODD, 2008).

Teoricamente presume-se que o viés de habilidade ocorra devido à correlação entre duração dedicada à educação e o termo de erro na equação de rendimentos. Se há tal correlação e é positiva, como se espera que exista, isso implica que os indivíduos com elevado retorno do trabalho (independentemente do nível de escolaridade) sistematicamente escolhem um nível de escolaridade maior do aqueles em situação oposta, resultando, daí, a questão de heterogeneidade que deve ser tratada na especificação teórica do modelo e o correto tratamento econométrico para lidar com esse problema. Vários estudos econométricos recentes têm levado em conta que há ocorrência de heterogeneidade não apenas associada com a capacidade de rendimento em geral, mas também de heterogeneidade associado ao retorno da escolaridade, ou seja, alguns indivíduos ganham mais por um ano adicional de escolaridade do que outros. Willis e Rosen (1979) abordaram essa questão em seu modelo teórico. Heterogeneidade deste tipo é frequentemente denominada vantagem comparativa, e é normalmente tratada através da formulação de um modelo com coeficiente aleatório, no qual o coeficiente associado com anos de escolaridade pode variar entre indivíduos de acordo com alguma função de distribuição. Se este coeficiente aleatório estiver correlacionado com a variável de escolaridade ou o termo de erro na equação de rendimentos, então estimativas padrão de mínimos quadrados dos retornos da escolaridade são viesados.

Para tratar com o viés de habilidade e endogeneidade da escolaridade, técnicas de variável instrumental têm sido comumente aplicadas. Como resultado, tem surgido uma vasta literatura sobre como interpretar estimativas de variável instrumental no caso de heterogeneidade do retorno da educação (WOOLDRIDGE, 2002; HECKMAN E VYTLACIL, 2005). Relacionado a isso está o procedimento em dois estágios, no qual, no primeiro estágio, estima-se uma equação de escolaridade com a inserção de dequadas

variáveis exógenas que servem como instrumentos na equação de rendimentos em um segundo estágio visando a eliminação do viés (HECKMAN, 1979; CARD, 2001).

Além do foco sobre os diferentes tipos de vieses de seleção, atenção crescente tem sido dada para a especificação da equação de Mincer na literatura. Uma das características teóricas dessa equação é a relação linear entre o logaritmo dos rendimentos e escolaridade, enquanto outra é a suposta separabilidade entre escolaridade e experiência. Alguns autores como Heckman e Polachek (1974), Heckman, Lochner e Todd (2008) e Belzil (2007) analisaram sua validade, e as consequências em relaxá-la, e as suposições de outras formas funcionais do esquema padrão minceriano. O resultado geral dos testes dessas investigações é que algumas hipóteses simplificadoras são rejeitadas e, portanto, que há margem para que o modelo se torne mais flexível.

Nesse sentido, o problema central desta pesquisa se apóia nesses fatos como questões norteadoras básicas e propõe investigar, levando em consideração a endogeneidade da educação e as fontes de dados disponíveis para o Brasil, se o método para correção deste problema através da aplicação de variáveis instrumentais fornece estimativas mais confiáveis. Sendo o capital humano, o principal determinante das variações nos rendimentos, cabe distinguir, em contribuição do estudo, seus efeitos quando comparados indivíduos provenientes de regiões com diferentes estágios de desenvolvimento econômico. Isso implica em permitir retornos variáveis do capital humano.

Em consonância com o problema e com a literatura, o objetivo geral deste trabalho é o de analisar o problema da endogeneidade e retornos da educação no Brasil. Com isso, este trabalho pretende, inicialmente, comparar dois métodos de estimação para a equação de rendimentos, modelo endógeno e o procedimento de variáveis instrumentais, considerando a amostra para o Brasil, as regiões Nordeste e Sul-Sudeste, e para os estados do Ceará e Rio de Janeiro, para se inferir sobre qual desses possui o melhor poder preditivo. Após a estimação dos dois métodos, será escolhido o que apresenta o menor erro quadrático médio (MSE) para se estimar variações na equação de rendimentos e verificar os diferenciais do efeito do capital humano, representado pela escolaridade, sobre as regiões Nordeste, Sul, Sudeste e Centro Oeste, e estados selecionados de cada uma destas, Ceará, Santa Catarina, São Paulo e Mato Grosso do Sul. Esse procedimento certamente reduz o viés de endogeneidade causado tanto pela escolha educacional como o viés de habilidades dos indivíduos. Além disso, busca-se mostrar se o retorno da educação varia de acordo com a faixa de escolaridade em que o indivíduo se encontra, testando, assim, a hipótese do modelo teórico de Mincer (1974) que o retorno futuro esperado independe do nível de escolaridade escolhido pelo indivíduo. Além disso, no processo de estimação da equação minceriana incorpora-se o problema de seletividade amostral, cuja correção elimina a possibilidade de um viés adicional nas estimativas. Dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE) para o ano de 2009 dão suporte empírico ao estudo.

O trabalho está organizado de modo a expor, em sequência, a revisão de literatura sobre capital humano e retornos da educação, seguida pela metodologia, resultados e conclusões.

2. CAPITAL HUMANO E RETORNOS DA EDUCAÇÃO

Não obstante a elegância matemática desenvolvida e importância reconhecida para a literatura no artigo seminal de Mincer (1958), algumas hipóteses nele contidas, como a uniformidade e indiferença entre os indivíduos acerca dos níveis de escolaridade, bem como a experiência, geraria indeterminação na escolha de escolaridade ao nível individual. Os refinamentos de modelagem incorporados em Mincer (1974), extraídos das análises de Becker e Chriswick (1966) e Ben-Porath (1967), permitiram incorporar experiência do trabalho pós-educação formal como determinante dos rendimentos e aproximar um modelo de otimização com escolha de escolaridade e experiência do trabalho, assumindo que a proporção dos rendimentos abdicada em investimento declinasse com experiência. Esse esquema de análise permitiu a incorporação de heterogeneidade entre os agentes, resultando na denominada equação minceriana de rendimento, vastamente utilizada em aplicações empíricas na literatura mundial.

A maioria dos trabalhos aplicados se baseia nas propostas destes autores para estimar equações de rendimentos, os quais, tais como as formulações originais, especificam a educação como única variável representativa do capital humano, e o coeficiente que mede a taxa de retorno é idêntico entre os indivíduos. Com isso, por ser a principal variável que dita as variações nos rendimentos, a escolha de uma medida para capital humano é um problema secular em estudos empíricos nos países com notória deficiência na formação de bancos de dados. Por isso a escolha única recai na escolaridade para representá-la. Vale ressaltar que, em tese, esta *proxy* não seria a ideal, pois, segundo a teoria do capital humano este refere-se ao conjunto de habilidades e capacidades do indivíduo que afeta a sua produtividade e depende dos investimentos realizados ao longo do ciclo de vida, tais como em educação, treinamento profissional, hábitos de vida saudável, aquisição de bens e serviços de saúde.

Tornou-se senso comum afirmar que a educação é a variável mais importante na determinação da desigualdade de renda. Com o objetivo de explicar a desigualdade para os Estados Unidos, utilizando dados do censo de 1960, Mincer (1974) desenvolve uma equação de rendimentos utilizando somente o nível educacional como representativo do capital humano e constata que um ano adicional de escolaridade gera um aumento de 11,5% nos rendimentos.

Seguindo a proposta de Mincer, vários autores utilizam essa equação para calcular os retornos da educação sobre os ganhos anuais em diferentes países. Fleischhauer (2007) ao analisar diversos trabalhos que utilizaram esse procedimento, tais como: Ashenfelter e Krueger (1994), Rouse (1999), Arias e McMahon (2001), os quais afirmaram que os retornos da educação variam de 12% a 16%, 10%, 13% e de 5% a 10%, respectivamente, conclui que esses resultados geralmente resultam em estimativas entre 5% e 15%.

Embora Boudarbat, Lemieux e Riddell (2008) reconheçam que o estoque de capital humano acumulado por um indivíduo é resultado de uma combinação de vários fatores, os autores utilizam somente o nível educacional e a experiência de trabalho para analisar a evolução dos retornos do capital humano no Canadá sobre as diferenças salariais, no período de 1980 a 2006. Observaram que os retornos à educação aumentaram substancialmente para os homens canadenses, entre 1980 e 2000, passando de 34% para 43% e para as mulheres. Para o período mais recente de 2000-2006 os resultados mostram uma tendência decrescente das diferenças salariais medidos pelo retorno à educação.

Zepeda et al. (2009) identificam os fatores que explicam as alterações observadas na média dos rendimentos em três países da América Latina – Brasil, Chile e México – utilizando variáveis demográficas e socioeconômicas, dentre elas, o nível educacional como representativo para o capital humano, e constatam que a única mudança mais significativa em

todos os países e períodos, foi o impacto do nível educacional sobre a força de trabalho, indicando que a escolaridade é o fator mais importante para o aumento nos rendimentos. De forma mais criteriosa e ampla, Sapelli (2009), ao verificar as taxas de retornos da educação no Chile, utilizando uma metodologia baseada no modelo de Mincer (1974), afirma que estas taxas irão variar dependendo do nível educacional, divididos em três grupos, educação básica, média e superior, conforme comprovado com os resultados empíricos de 5,6%, 14,3% e 25%, respectivamente. Além disso, o trabalho compara estes resultados com os observados em outros países – Argentina, Colômbia, México e Brasil – e conclui que apenas os retornos no ensino básico se equiparam com os do Chile, perdendo nos demais níveis educacionais.

No Brasil, também existem problemas de coleta, acesso, qualidade dos dados e escolha de *proxies* eficientes na estimação dos modelos que possam estabelecer uma melhor conexão entre o vetor de variáveis que compõem o capital humano e as informações disponíveis. Por isso, a maioria dos trabalhos empíricos também utiliza somente o nível educacional para explicar a desigualdade de renda, tais como: Langoni (1973), Lam e Levinson (1992), Soares e Gonzaga (1999), Menezes Filho (2001), Ueda e Hoffman (2002), Budría e Pereira (2005), Ramos (2007), Barros, Franco e Mendonça (2007).

Ao apresentar um dos trabalhos pioneiros sobre esse tema no Brasil, Langoni (1973) discorre sobre o processo de geração das desigualdades de renda, ou seja, a forma como tais desigualdades são geradas e reveladas no mercado de trabalho. Sua investigação mostra que o nível educacional, idade, gênero, setor de atividade e região de residência são determinantes dos diferenciais salariais.

Quanto aos retornos da educação no Brasil, Psacharopoulos (1987), Lam e Levinson (1992) constataram ser o salário pela educação um dos mais altos do mundo, com uma taxa em torno de 15%. Já Loureiro e Galvão (2001) estimaram o retorno da educação na zona rural e urbana e encontram taxas de 11% e 18%, respectivamente. Soares e Gonzaga (1999) utilizaram um modelo *switching-regressions* e encontraram um retorno marginal de 15,4 referente a um ano a mais de estudo. Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) estimam o retorno da educação, utilizando os procedimentos de Heckman (1979), em cross-section, pooling regressions e pseudopanel. Os autores encontram retornos que variam de 10% a 22%, dependendo do método e do nível de escolaridade utilizado. Também de acordo, Resende e Wyllie (2005) investigaram os retornos para a educação utilizando como base de dados a Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV-IBGE) para 1996 e 1997 e encontraram taxas de 12,6% e 15,9% para mulheres e homens, respectivamente.

É consenso na literatura a influência da educação para ditar a queda da desigualdade de renda no Brasil, via aumento de produtividade dos trabalhadores menos qualificados. Em decorrência, observa-se empiricamente, em níveis de países ou regiões, heterogeneidade das taxas de retorno da educação, as quais decrescem com os seus graus de desenvolvimento, dando suporte a afirmação de Lopez, Thomas e Wang (1998) apud Bezerra e Ramos (2008) que a produtividade marginal do capital humano difere espacialmente. Com isso, do ponto de vista teórico seria inaceitável ter-se somente uma taxa de retorno da educação para representar o Brasil, principalmente devido a existência de regiões com distintos estágios de desenvolvimento. No caso em estudo, não se espera que indivíduos com mesmo número de anos de estudo nas regiões Nordeste e Sul-Sudeste tenham acumulado igualmente o mesmo nível de capital humano, ainda que considerando apenas o aprendizado cognitivo, conseqüentemente, deve-se permitir variação de seu efeito marginal sobre os rendimentos.

Bezerra e Ramos (2008) analisam a distribuição do capital humano no Brasil para o período de 1981 a 2002, concentrando na região Nordeste, pois esta apresenta o menor produto per capita entre as regiões. Segundo os autores é importante saber como a educação se distribui entre as regiões para poder explicar as divergências regionais quanto ao

crescimento do produto e quanto à distribuição de renda. Concluem que a distribuição da educação difere entre as regiões do Brasil, pois um ano adicional de estudo na região Sul e na região Nordeste têm impactos diferentes sobre o produto de cada região, sendo, portanto, importante saber a forma como esse capital se distribui. Além disso, afirmam que embora tenha havido uma redução na desigualdade educacional no período analisado, as diferenças entre as regiões ainda persistem, pois não houve significativa redistribuição de capital humano entre as mesmas, com a região Nordeste liderando a posição de pior distribuição educacional.

3. METODOLOGIA

3.1 Base de Dados

A verificação empírica deste estudo está fundamentada na base de dados da PNAD/FIBGE sobre informações individuais de características socioeconômicas e regionais para o ano de 2009. Vale ressaltar que foram realizados alguns filtros na amostra, tais como: foram excluídos os militares, pois seus rendimentos não variam de acordo com as “forças” de mercado, além disso, partindo do pressuposto de que estudo e trabalho são mutuamente exclusivos, excluíram-se os indivíduos que estavam estudando e trabalhando e foram selecionados apenas pessoas com idade entre 15 e 35 anos.

3.2 Equações Mincerianas

A formulação econométrica do presente estudo visa, essencialmente, quantificar de forma teoricamente mais apropriada o efeito do capital humano sobre o rendimento e, conseqüentemente, sobre os diferenciais de produtividade que geram as divergências advindas de heterogeneidade do retorno desse capital sobre os rendimentos. Embora as discussões precursoras acerca da magnitude da taxa de retorno de educação na renda dos indivíduos devam-se a Schultz (1961) e Ben-Porath (1967), elas foram intensificadas a partir da publicação do artigo seminal de Mincer (1974), o qual formalizou teoricamente a derivação da equação de rendimentos tendo como variável dependente a renda sendo explicada por educação e experiência. Com base em sua formulação inicial de otimização do valor presente dos rendimentos futuros, ele estabeleceu um modelo de equilíbrio para determinação dos rendimentos individuais de onde extraiu uma forma para se estimar a taxa de retorno da escolaridade. Embora derivada em hipóteses rígidas, como exemplo de indivíduos possuírem idênticas habilidades e desconsiderar experiência (investimento) pós-educação, ele se baseou nas análises de Becker e Chriswick (1966) e Ben-Porath (1967) para estabelecer a segunda versão de seu modelo, no qual assume que a proporção da renda abdicada por investimentos pós-educação é a mesma em todos os níveis de escolaridade. Com base nisso, diferenciam-se as habilidades dos indivíduos diante suas escolhas e o resultado do retorno é em termos médios, conforme a equação de Mincer (1974):

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 S_i + \beta_2 E_i + \epsilon_i \quad (1)$$

Onde β_1 é a taxa média de retorno da escolaridade (β_1) entre os indivíduos, e β_2 é a experiência adquirida pós-educação. A originalidade de sua formulação inicial (1958) e a equação de estimação ajustada em sua forma simplificada (1974) são responsáveis pela popularidade desta última como estratégia adequada para se estimar taxa de retorno da educação, conforme Heckman et al (2008).

Cabe reprisar que a maioria dos trabalhos sobre os elementos determinantes dos rendimentos é fundamentada no modelo proposto por Mincer (1974), sob a hipótese fundamental de que a escolaridade de um indivíduo – medição usual do capital humano – é o principal elemento condutor das diferenças salariais dos trabalhadores (LANGONI, 1973;

MINCER, 1974; LAM; LEVINSON, 1992; MENEZES FILHO, 2001; DUARTE, 2003; HECKMAN, 2005). Esse modelo em sua especificação original relaciona o logaritmo da razão salário-hora aos anos de estudo (E) e anos de experiência (EXP) na forma linear e quadrática (Heckman, 2005). Sua aplicação é bastante difundida na área de economia do trabalho, devido ao fato de o coeficiente estimado da variável educacional (E) poder ser interpretado como a taxa marginal de retorno da educação ou retorno esperado da produtividade do trabalhador (HECKMAN, 2005; FLEISCHHAUER, 2007).

Para fins de comparação e suporte metodológico do modelo a ser aqui proposto, cabe, inicialmente, especificar a equação *Minceriana* da seguinte forma:

$$\ln \tilde{w}_i = \alpha_0 + \alpha_1 E_i + \alpha_2 E_i^2 + \alpha_3 EXP_i + \alpha_4 EXP_i^2 + \alpha_5 \sum_{j=1}^8 \delta_j + \alpha_6 \epsilon_i \quad (2)$$

A contribuição do presente trabalho consiste, inicialmente, em aplicativos empíricos sobre a comparação teórica entre dois métodos de estimação para a equação de rendimentos (2): método de Heckman e o procedimento de variáveis instrumentais. O primeiro corrige o problema da seletividade amostral, porém não leva em consideração o viés de endogeneidade da educação; já o segundo, além de corrigir o primeiro problema, utiliza instrumentos para eliminar este viés, embora possa surgir outro, dependendo da validade econômica e estatística destes instrumentos. Com isso, cabe contrapor as duas alternativas de estimação para se inferir sobre qual delas possui o melhor poder preditivo: o modelo endógeno, decorrente da endogeneidade da variável educação; modelo VI, dependente da qualidade dos instrumentos? Vale ressaltar que nesta primeira análise, a variável experiência será representada pela idade do indivíduo, pois caso fosse construída da forma tradicional (idade – anos de estudo – 6) essa também seria endógena. Além disso, testou-se os dois modelos considerando a amostra para o Brasil, as regiões Nordeste (NE) e Sul-Sudeste (SSE), e para os estados do Ceará (CE) e Rio de Janeiro (RJ).

Após a estimação dos dois métodos citados acima, escolher-se á o que apresenta o menor erro quadrático médio (MSE) para se estimar variações na equação de rendimentos, a fim de permitir retornos médios variáveis. Tais variações serão inicialmente obtidas através da interação do capital humano e regionalização – grandes regiões e estados selecionados de cada uma destas. Nesse sentido, não se espera que indivíduos com mesmo número de anos de estudo, advindos de regiões menos e mais desenvolvidas, tenham acumulado igualmente o mesmo nível de capital humano, ainda que considerando apenas o aprendizado cognitivo, conseqüentemente, deve-se permitir variação de seu efeito marginal sobre os rendimentos. Esse procedimento certamente reduz o viés de endogeneidade causado tanto pela escolha educacional como o viés de habilidades dos indivíduos. Além disso, busca-se mostrar se o retorno da educação varia de acordo com a faixa de escolaridade em que o individuo se encontra, testando, assim, a hipótese do modelo teórico de Mincer (1974) que o retorno futuro esperado independe do nível de escolaridade escolhido pelo indivíduo.

Para tanto, serão estimadas duas equações para captar a heterogeneidade do retorno da educação entre as regiões, fazendo na equação (3) $j = 1, 2, 3$ e 4, e entre os estados, fazendo $j = 5, 6, 7$ e 8, representadas da seguinte forma:

$$\ln \tilde{w}_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{ij} + \alpha_2 E_{ij}^2 + \alpha_3 EXP_{ij} + \alpha_4 EXP_{ij}^2 + \alpha_5 \sum_{j=1}^8 \delta_j + \alpha_6 \epsilon_{ij} \quad (3)$$

auferem renda positiva e os que nada recebem, e outra do tipo minceriana que considera somente os que possuem algum rendimento. O primeiro estágio consiste em estimar a seguinte equação de participação:

$$L_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \epsilon_i \quad (5)$$

Onde L é a variável que designa a participação no mercado de trabalho e X_i representa um conjunto de variáveis que explicam a participação no mercado de trabalho. Como L não é observado, uma variável *dummy* é utilizada:

$$L_i = \begin{cases} 1 & \text{se } L_i = 1 \\ 0 & \text{se } L_i = 0 \end{cases}$$

Neste caso, L assume o valor 1 para representar o indivíduo que está trabalhando e 0 caso contrário. Após a estimação do modelo probit, o segundo passo para aplicar o método de Heckman (1979) consiste em estimar a equação de rendimentos levando em consideração o viés de seleção amostral.

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 Z_i + \epsilon_i \quad (6)$$

Onde W é o logaritmo da renda do indivíduo, Z é o vetor de características pessoais e ϵ é o vetor de erros. Assim, o viés de seleção amostral pode ser observado da seguinte forma:

$$E\left[\frac{\ln W_i}{L_i} \mid L_i = 0\right] = E\left[\frac{\ln W_i}{L_i} \mid L_i = 1\right] + \frac{\alpha_1 \sigma^2}{\sigma^2 + \alpha_1^2}$$

Em que f é a função de densidade de probabilidade e Φ é a função de densidade normal padronizada acumulada. A função $\lambda = \frac{f(x)}{\Phi(x)}$ é denominada razão inversa de Mills e

representa a variável que segundo Heckman (1979) é utilizada como explicativa na regressão principal para eliminar o viés de seletividade amostral, onde a significância desta função indicará a presença de viés de seletividade amostral. Logo, a equação minceriana será representada da seguinte forma:

$$Y = \alpha + \beta X + \lambda + \epsilon \quad (6)$$

$$Y = \alpha + \beta X + \lambda + \epsilon \quad (7)$$

A estimação da equação (6) pelo método de mínimos quadrados ordinários forneceria estimativas inconsistentes, devido a omissão da variável λ , resultando no erro de especificação descrito por Heckman (1979).

3.3.2 Estimação por Variáveis Instrumentais

Outro tipo de viés encontrado em uma equação de rendimentos é o problema da endogeneidade da educação, pois Cameron e Trivedi (2005, p.92-93, 100-102) mostram que a omissão e/ou a característica endógena de uma variável em uma equação, especificamente de rendimentos, poderá causar um problema grave de viés e inconsistência nos estimadores quando se aplica o usual método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Para corrigir esses efeitos danosos no processo de estimação a alternativa teórica é aplicar o método em dois estágios com procedimento de variáveis instrumentais, onde estas devem ser correlacionadas com a variável endógena e exógena ao modelo. O problema que persiste e que a maioria dos trabalhos desconsidera refere-se à qualidade destes instrumentos.

Na literatura são encontrados diversos trabalhos que corrigem o viés da endogeneidade da educação através de VI, porém, divergem sobre as escolhas dos instrumentos, seja por inadequação voluntária ou indisponibilidade de dados. Suliano e

Siqueira (2010) estimam as taxas de retornos da educação para estados da região Nordeste do Brasil, através da PNAD, utilizando como instrumento o número de pessoas na família do indivíduo, com o argumento de que educação e fertilidade são decisões interdependentes, ou seja, dadas as limitações orçamentárias, indivíduos que decidem ter mais filhos passam a investir menos em educação. Já Salvato e Silva (2008) utilizam a renda de aluguel como instrumento na estimação para a região metropolitana de Belo Horizonte, justificando que este é um dos rendimentos de não trabalho e que pode ser entendida como uma proxy para o nível de renda da família de origem, mostrando assim as condições da família em que o indivíduo foi educado.

Para verificar as mudanças nas taxas de retornos da educação na Argentina, Di Pietro e Pedace (2008) utilizam a educação do cônjuge como instrumento, seguindo os pressupostos de Trostel et. al. (2002), os quais afirmam que a escolaridade de um é positivamente correlacionada com a do outro. Porém, eles mostram que ao utilizar esta variável o trabalho encontra duas limitações: primeiro, o tamanho da amostra é reduzido consideravelmente, dada a restrição de serem incluídos apenas indivíduos casados com informação disponível; segundo, a decisão de casar-se pode não ser aleatória, ou seja, é possível que algumas informações não observáveis que afetam a escolha de casar também possa ter impacto sobre os rendimentos individuais.

Além do acirrado debate de cunho econométrico, há abordagens que usam reformas educacionais como instrumento para tratar a questão de endogeneidade, focando aspectos

específicos da distribuição educacional ou de impactos mais amplos de mudança de política sobre a distribuição de renda ou múltiplas *cohorts* de análise. Devereux e Fan (2011), por exemplo, usam IV para investigar os efeitos causais da educação sobre os rendimentos de indivíduos nascidos entre 1970 e 1975, período de larga expansão educacional no Reino Unido. Concluíram que a idade média de educação completada cresceu em um ano de escolaridade no espaço dessas *cohorts*, que resultou em aumentos de salários médios, conseqüentemente, elevação do retorno da educação.

Muito embora o método de variáveis instrumentais (VI) tenha sido mais frequentemente utilizado para estimar os retornos da educação, tem emergido forte debate na literatura atual acerca da adequabilidade desta abordagem (HECKMAN; LOCHNER; TODD, 2008). Heckman e Urzua (2009) dispõem vários problemas associados com estimação por VI, quais sejam: deficientes instrumentos provêm estimativas viesadas; estimativas de VI advêm de fortes restrições tomadas a priori sobre os dados; em modelos heterogêneos, diferentes instrumentos fornecem estimativas distintas; estimativas de VI, dependendo dos instrumentos utilizados e hipóteses feitas, gerarão diferentes estimativas do retorno da educação, as quais podem levar a incorretas interpretações. Alguns autores como Carneiro e Heckman (2002) e Heckman, Lochner e Told (2006) relaxam as hipóteses de viés de habilidade e endogeneidade da educação, argumentando que são necessários instrumentos mais confiáveis do que os disponíveis, principalmente quando se utiliza dados a partir de pesquisas censitárias. Em vista disso, outras abordagens têm sido propostas para corrigir tais distorções, por exemplo, através de avaliações de políticas com utilização de efeitos de tratamento em bases econométricas (HECKMAN e VYTLACIL, 2005).

Alguns trabalhos recentes têm relaxado a abordagem minceriana padrão. Henderson, Polacheck e Wang (2011) empregam regressão Kernel não-paramétrica para examinar as diferenças nas taxas de retorno da educação, tanto intra quanto inter grupos, concluindo, ao aplicar sua análise para os Estados Unidos, com resultados contrários aos de muitos outros, tais como, o retorno da educação de indivíduos pretos ser maior do que o de brancos, assim como o dos mais jovens também ser maior.

Diversos autores têm incorporado abordagens de programação dinâmica com escolha discreta para modelar escolaridade e decisões de mercado de trabalho relacionado. Keane e Wolpin (1997) estimaram um modelo dinâmico de investimento em capital humano da escolaridade, decisões de emprego e de profissão, onde o viés de heterogeneidade de habilidade desempenha um papel em todas as três opções. Belzil e Hansen (2002) estimam um modelo de programação dinâmica onde indivíduos diferem no mercado e na habilidade resultante da escolaridade, e relaxam a hipótese de retorna marginal constante da escolaridade. Eles encontram evidências sobre viés de capacidade entre indivíduos e, talvez mais importante, que a relação entre o logaritmo dos rendimentos e escolaridade é altamente não-linear, de forma que, métodos de estimação que não permitem a obtenção de estimativas flexíveis do retorno da escolaridade levará a estimativas inconfiáveis desse retorno

4. RESULTADOS

4.1 Descrição da Amostra

As médias das variáveis utilizadas para inferência referentes ao Brasil, regiões NE e SSE e estados do Ceará e Rio de Janeiro estão explicitadas na tabela 1. Como se observa, o Brasil apresenta uma renda média (Y) de R\$ 877.62, resultado de um diferencial de renda entre as regiões, visto ser a média de renda dos indivíduos residentes na região Nordeste (NE) aproximadamente 40% inferior à verificada para as regiões Sul-Sudeste (SSE). E ao se comparar os estados representativos, Ceará (CE) e Rio de Janeiro (RJ), o diferencial em favor do segundo é ainda maior. Referentes à variável representativa do capital humano, anos de estudo do indivíduo (E), a diferença entre NE e SSE e entre CE e RJ é de 16% e 10%, respectivamente, resultados estes que deverão ser revertidos nas taxas de retorno. Além disso,

dentre as estratificações da amostra, o NE apresenta a maior proporção de indivíduos do sexo masculino, no valor de 61%, porém é a região com a menor quantidade de indivíduos residentes em área urbana, 83%.

Tabela 1 – Médias das Variáveis na Amostra por Região e Estado, 2009

Variáveis	Brasil	NE	SSE	CE	RJ
Y	877.62	623.45	995.65	615.12	1015.56
E	9.19	8.33	9.7	8.72	9.6
I	27.24	27.26	27.21	26.83	28
G	0.58	0.61	0.57	0.59	0.56
R	0.46	0.27	0.60	0.30	0.53
U	0.88	0.83	0.91	0.87	0.96
Total	59073	20085	30709	4515	4096

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD (2009).

4.2 Resultados das Estimções da Equação de Rendimentos

Para atender um dos objetivos propostos por este trabalho em verificar qual modelo, endógeno ou VI, possui o melhor poder preditivo, faz-se necessário, a priori, escolher quais instrumentos serão utilizados no segundo método. Com isso, um vetor de variáveis foi construído para servir de instrumento para a variável anos de estudo, a qual é considerada endógena em uma equação de rendimentos. Tais variáveis são: número de componentes da família e se o indivíduo possui acesso a internet, além das variáveis explicativas. A expectativa é que a primeira exerça uma correlação negativa, por comprometimento do orçamento doméstico, e a segunda positiva por complementaridade à exigência do nível educacional. A tabela 2 mostra as estimativas que fornecem indícios sobre a validade destes instrumentos, uma vez que, independentemente de onde se encontra a amostra, os coeficientes com os sinais esperados são estatisticamente significantes, juntamente com a estatística F, indicando que essas variáveis são correlacionadas com a variável endógena e que podem ser utilizadas no modelo de VI.

Tabela 2 – Validade dos Instrumentos

Variáveis	Brasil	NE	Ceará	Sul-SE	RJ
Nº componentes	-0.3295 (0.000)	-0.2931 (0.000)	-0.3009 (0.000)	-0.3357 (0.000)	-0.3405 (0.000)
Internet	4.2291 (0.000)	4.6244 (0.000)	4.0141 (0.000)	3.7848 (0.000)	3.8836 (0.000)
Const.	7.9834 (0.000)	7.3078 (0.000)	7.9571 (0.000)	8.5156 (0.000)	8.3360 (0.000)
R ²	0.3429	0.3429	0.2977	0.3149	0.2914
F	16208.91 (0.000)	5701.24 (0.000)	1018.23 (0.000)	7301.71 (0.000)	847.31 (0.000)

Fonte: Elaboração Própria

Nota: p-valores entre parênteses.

Constatada a validade estatística dos instrumentos, estimou-se a equação minceriana com erros robustos para heterocedasticidade (correção de White) para os dois métodos, cujos resultados estão expostos na tabela 3. Pode-se observar que o método de Heckman aplicado ao modelo endógeno possui o menor erro quadrático médio (MSE) independente da estratificação da amostra, ou seja, o método que, a priori, gera estimador viesado possui o melhor ajuste do que o modelo VI. Isso implica que os trabalhos na literatura que procuram corrigir o problema da endogeneidade através da utilização de instrumentos acabam incorrendo em estimativas menos precisas para fins preditivos. Tal ocorrência deve-se à qualidade dos instrumentos que são utilizados, embora se enfatize que estes foram escolhidos levando

em consideração as limitações da PNAD para 2009. Estes resultados reforçam a precariedade de variáveis disponibilizadas para uma estimação de um modelo mais sofisticado e alertam para a necessidade de ampliar o conteúdo das amostras.

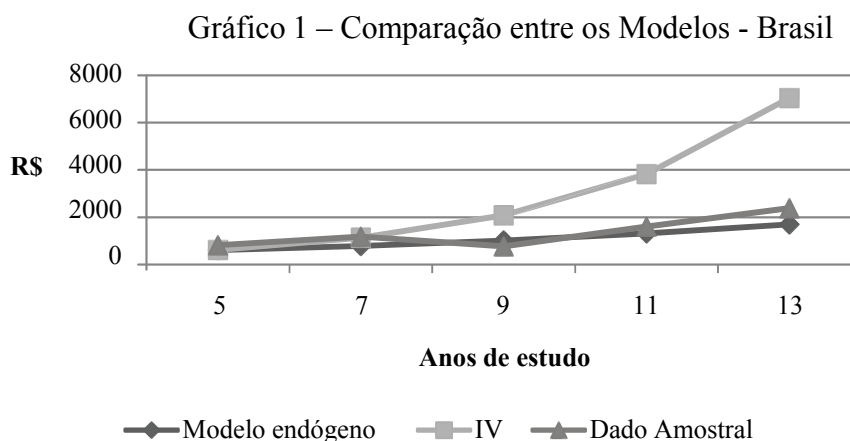
Tabela 3 – Estimação da Equação de Rendimento através dos Modelos endógeno e VI

Variáveis	Modelo Endógeno					VI				
	Brasil	NE	Ceará	Sul-SE	RJ	Brasil	NE	Ceará	Sul-SE	RJ
E	0.1285 (0.000)	0.1265 (0.000)	0.1236 (0.000)	0.1239 (0.000)	0.1179 (0.000)	0.3050 (0.000)	0.3476 (0.000)	0.3497 (0.000)	0.2653 (0.000)	0.2170 (0.000)
I	0.1200 (0.000)	0.1474 (0.000)	0.0981 (0.000)	0.1222 (0.000)	0.2135 (0.000)	0.1831 (0.000)	0.2838 (0.000)	0.1463 (0.000)	0.1675 (0.000)	0.4266 (0.000)
df	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.024)	-0.001 (0.024)	-0.002 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.003 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.005 (0.000)
G	0.5694 (0.000)	0.6050 (0.000)	0.5242 (0.000)	0.5788 (0.000)	0.6660 (0.000)	1.2705 (0.000)	1.6279 (0.000)	1.4896 (0.000)	1.149 (0.000)	1.3295 (0.000)
R	0.2324 (0.000)	0.1365 (0.000)	0.1129 (0.000)	0.1570 (0.000)	0.1267 (0.000)	0.1490 (0.000)	0.0642 (0.000)	0.0436 (0.112)	0.0855 (0.000)	0.0679 (0.000)
U	0.2554 (0.000)	0.3131 (0.000)	0.5091 (0.000)	0.1011 (0.000)	0.0370 (0.369)	0.1075 (0.000)	0.1345 (0.000)	0.3858 (0.000)	-0.021 (0.000)	-0.094 (0.055)
^	6.9363 (0.000)	4.6975 (0.000)	3.9223 (0.000)	11.636 (0.000)	138.85 (0.000)	37.780 (0.000)	34.840 (0.000)	36.894 (0.000)	46.168 (0.000)	411.52 (0.000)
Const.	0.2495 (0.146)	0.2492 (0.398)	1.1121 (0.079)	-0.899 (0.000)	-39.18 (0.000)	-12.58 (0.000)	-14.43 (0.000)	-12.93 (0.000)	-13.94 (0.000)	-123.4 (0.000)
R ²	0.3580	0.3250	0.3174	0.3503	0.3380	0.2054	0.1308	0.1373	0.2207	0.2442
F	0.6541	0.7172	0.7234	0.5655	0.5560	0.7285	0.8156	0.8161	0.6197	0.5936
F	3683.97 (0.000)	1123.9 (0.000)	231.62 (0.000)	1835.3 (0.000)	233.50 (0.000)	17380 (0.000)	5407.5 (0.000)	1160.3 (0.000)	8692.9 (0.000)	1163.7 (0.000)

Fonte: Elaboração própria

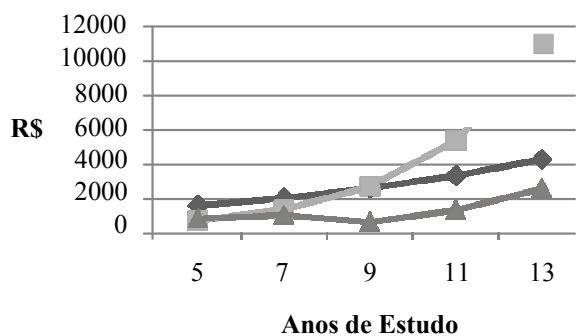
Nota: p-valores entre parênteses.

Além disso, essa tabela mostra que o coeficiente que representa a razão inversa de Mills é estatisticamente significativa, indicando que a não inclusão desta variável em uma equação de rendimentos fornecerá estimativas viesadas. Outro ponto que pode ser destacado é que quando se utiliza a estimação pelo método de VI a maioria dos coeficientes das variáveis aumentam em magnitude, inclusive o retorno da educação, o qual apresentou um aumento de, no mínimo, 100%, superestimando assim, as previsões dos retornos sobre os rendimentos. A comparação para fins preditivos entre esses dois modelos com as observações da amostra é ilustrada nos gráficos abaixo, os quais foram elaborados a partir de um indivíduo representativo que apresenta as seguintes características: homem da raça branca com idade de 35 anos e residente em área urbana; as demais variáveis contínuas foram estipuladas no valor da média. Verifica-se em todos os gráficos que a linha de tendência contento os dados amostrais aproxima-se da linha que representa o modelo endógeno, indicando que este possui um melhor ajuste.



Fonte: Elaboração Própria

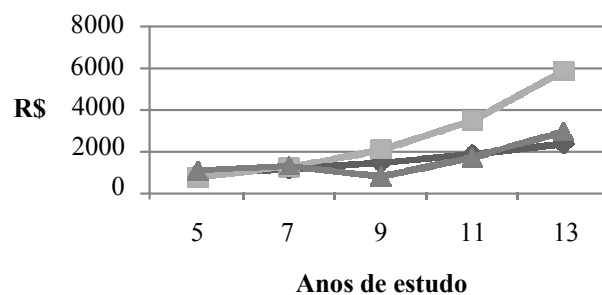
Gráfico 2 - Comparação entre os Modelos – NE



—◆— Modelo Endógeno —■— IV —▲— Dado Amostral

Fonte: Elaboração Própria

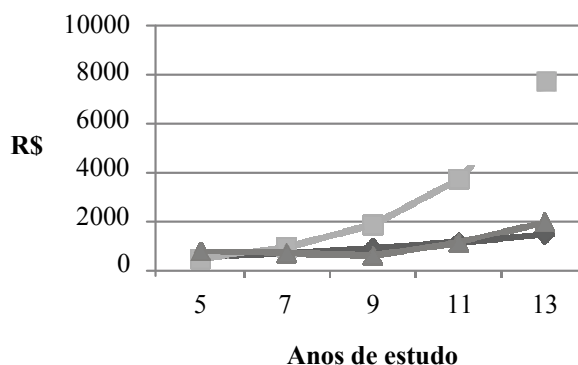
Gráfico 3 - Comparação entre os Modelos – Sul-SE



—◆— Modelo Endógeno —■— IV —▲— Dado Amostral

Fonte: Elaboração Própria

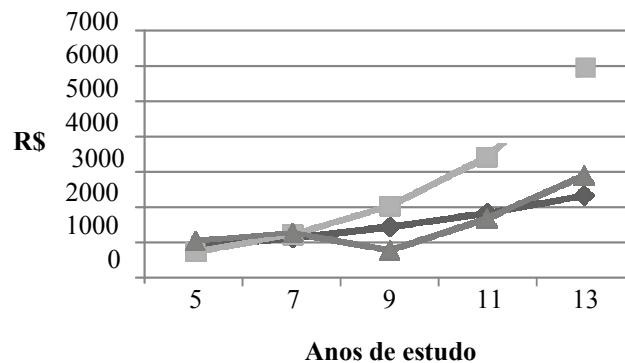
Gráfico 4 - Comparação entre os Modelos – CE



—◆— Modelo Endógeno —■— IV —▲— Dado Amostral

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 5 - Comparação entre os Modelos – RJ



—◆— Modelo Endógeno —■— IV —▲— Dado Amostral

Fonte: Elaboração Própria

Tendo verificado que o modelo endógeno apresenta um melhor poder preditivo, optou-se por estimar a equação minceriana através da interação entre capital humano e regionalização, visando assim, reduzir o viés de endogeneidade causado tanto pela escolha educacional como o viés de habilidades dos indivíduos. Os resultados podem ser observados na tabela 4, os quais foram estimados com erros robustos e mostram que, não obstante o capital humano (E) ter atendido a expectativa teórica de afetar positivamente os rendimentos, observa-se que os retornos da educação variam com as regiões. Indivíduos residentes na região Nordeste reduzem a magnitude do retorno da educação, em aproximadamente, 12%, enquanto que para as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste aumentam em respectivamente, 10%, 7%,

11%, respectivamente. Ao restringir a análise por estados selecionados destas regiões, observa-se que o Ceará apresenta o menor retorno, pois seu efeito diminui em 14,46%, enquanto que os estados de Santa Catarina, São Paulo e Mato Grosso do Sul aumentam a magnitude em

12%, 8% e 9%, respectivamente. Isso mostra que um ano de escolaridade tem contribuição menor sobre a variação nos rendimentos para indivíduos de regiões menos desenvolvidas.

Estes resultados reforçam aos encontrados por Bezerra e Ramos (2008), os quais afirmam que a distribuição da educação difere entre as regiões, favorecendo aquelas mais desenvolvidas.

Tabela 4 - Estimação da Equação de Rendimentos por Região e Estado

Variáveis	Coefficiente	Variáveis	Coefficiente
E	0.1667 (0.000)	E	0.1708 (0.000)
e_{a}^{b}	-0.0199 (0.000)	e_{a}^{b}	-0.0247 (0.000)
e_{a}^{c}	0.0176 (0.000)	e_{a}^{c}	0.0206 (0.000)
e_{a}^{d}	0.0124 (0.000)	e_{a}^{d}	0.0143 (0.000)
e_{a}^{e}	0.0186 (0.000)	e_{a}^{e}	0.0144 (0.000)
Exp	0.0419 (0.000)	e_{a}^{f}	0.0400 (0.000)
$\square\square\square$	0.0001 (0.000)	Exp	0.0002 (0.000)
a	0.5506 (0.000)	$\square\square\text{a}$	0.5542 (0.000)
G	0.1472 (0.000)	\square	0.1881 (0.000)
R	0.2018 (0.000)	G	0.2176 (0.000)
U	5.6120 (0.000)	R	5.7474 (0.000)
\wedge	2.0117 (0.000)	U	1.9353 (0.000)
Const.	0.3812 (0.000)	\wedge	0.3615 (0.000)
R ²	2922.88 (0.000)	Const.	2508.80 (0.000)
Γ		R ²	

Fonte: Elaboração Própria

Nota: p-valores entre parênteses.

Referente às demais variáveis, tem-se que os coeficientes das variáveis exp e exp² foram significantes, mas a segunda não apresentou sinal esperado¹, negativo, para indicar o formato parabólico sobre os rendimentos. De acordo com a literatura, existe um diferencial de renda se comparados indivíduos do sexo masculino e feminino e entre indivíduos considerados brancos e os não-brancos. Os resultados aqui encontrados reforçam essa afirmação, pois as variáveis gênero e raça apresentaram sinais positivos, indicando que os indivíduos homens e brancos causam variações de 55% e 15% na renda, respectivamente. Já a variável que representa áreas urbanas observa-se um diferencial de renda entre indivíduos residentes em áreas urbanas e aqueles que residem em áreas rurais, de aproximadamente 20%. Segundo o modelo teórico de Mincer (1974) o retorno futuro esperado independe do nível de escolaridade escolhido pelo indivíduo. Então para testar essa hipótese optou-se por estimar a equação de rendimentos definidas por faixa de escolaridade, faixas I, II e III, as quais representam os indivíduos que possuem cinco a nove anos de estudo, dez a doze e treze ou mais anos de estudo, respectivamente, cujos resultados constam na tabela 5.

¹ Isso é o resultado de ter-se considerado apenas indivíduos com idade máxima de 35 anos.

Tabela 5 – Estimação da Equação de rendimentos por Faixa de Escolaridade

	Variáveis	Brasil	NE	Ceará	Sul-SE	RJ
Faixa I	E	0.1748 (0.000)	0.1960 (0.000)	0.0908 (0.096)	0.1605 (0.000)	0.1199 (0.000)
	ϵ	-0.004 (0.000)	-0.005 (0.000)	-0.002 (0.379)	-0.004 (0.000)	-0.003 (0.299)
	$\square\square\square$	0.0992 (0.000)	0.1146 (0.000)	0.0274 (0.496)	0.1112 (0.000)	0.0727 (0.000)
	EXP	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.0003 (0.636)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.059)
	$\square\square\square$ α	0.5441 (0.000)	0.6410 (0.000)	0.3021 (0.056)	0.5668 (0.000)	0.4188 (0.000)
	G	0.2209 (0.000)	0.0953 (0.000)	0.1184 (0.000)	0.1361 (0.000)	0.1108 (0.000)
	R	0.2546 (0.000)	0.3662 (0.000)	0.6136 (0.000)	0.0744 (0.000)	-0.015 (0.789)
	U	1.3371 (0.150)	1.5452 (0.233)	-5.498 (0.124)	5.6642 (0.000)	-13.48 (0.190)
	\wedge	3.2099 (0.000)	2.4888 (0.000)	6.0165 (0.000)	2.2313 (0.000)	8.6610 (0.000)
	Const	480.40	178.15	41.02	231.56	26.15
Faixa II	E	0.2515 (0.000)	0.2748 (0.000)	0.1946 (0.086)	0.3335 (0.000)	-0.101 (0.481)
	ϵ	0.0039 (0.100)	0.0085 (0.106)	0.0144 (0.166)	-0.002 (0.320)	0.0107 (0.157)
	$\square\square\square$	0.0640 (0.021)	0.0294 (0.637)	-0.075 (0.514)	0.1457 (0.000)	-0.064 (0.433)
	EXP	-0.002 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.0006 (0.217)
	$\square\square\square$ α	0.6715 (0.000)	0.5527 (0.000)	0.5581 (0.000)	0.6519 (0.000)	0.7226 (0.000)
	G	0.2115 (0.000)	0.0848 (0.000)	0.0342 (0.272)	0.1395 (0.000)	0.0759 (0.000)
	R	0.3011 (0.000)	0.3959 (0.000)	0.5131 (0.000)	0.1696 (0.000)	0.0897 (0.225)
	U	40.494 (0.000)	24.929 (0.000)	25.980 (0.147)	46.772 (0.000)	228.11 (0.047)
	\wedge	-10.00 (0.000)	-5.990 (0.000)	-5.139 (0.408)	-12.43 (0.000)	-59.55 (0.064)
	Const	702.92	169.76	33.32	478.77	52.83
Faixa III	E	0.4116 (0.000)	0.8519 (0.000)	0.3269 (0.124)	0.1649 (0.000)	0.3680 (0.000)
	ϵ	-0.009 (0.000)	-0.040 (0.000)	-0.009 (0.446)	0.0069 (0.049)	-0.0123 (0.272)
	$\square\square\square$	0.3244 (0.000)	0.8001 (0.000)	0.2899 (0.120)	0.0528 (0.315)	0.2733 (0.108)
	EXP	-0.005 (0.000)	-0.007 (0.000)	-0.006 (0.000)	-0.004 (0.000)	-0.002 (0.214)
	$\square\square\square$ α	0.5603 (0.000)	0.5077 (0.000)	0.3740 (0.000)	0.5334 (0.000)	0.4339 (0.000)
	G	0.1811 (0.000)	0.2151 (0.000)	0.2264 (0.000)	0.1563 (0.000)	0.0277 (0.672)
	R	0.3651 (0.000)	0.4453 (0.000)	0.8123 (0.000)	0.3329 (0.000)	-0.530 (0.199)
	U	101.408 (0.000)	43.470 (0.023)	-3.416 (0.904)	97.038 (0.000)	—
	\wedge	-30.06 (0.000)	-19.96 (0.024)	1.5826 (0.888)	-24.90 (0.000)	1.6970 (0.299)
	Const	232.13	57.91	23.14	148.76	25.15

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: p-valores entre parênteses.

Verifica-se que a taxa de retorno da educação varia de acordo com a faixa de escolaridade, pois na maioria das estratificações o coeficiente desta variável foi estatisticamente significativo e aumenta de acordo com o nível de escolaridade, onde níveis mais elevados de educação fornecem retornos maiores. Porém, ao interagir essa variável com anos de experiência, o coeficiente aproxima-se de zero independente da faixa em que o indivíduo se encontra, confirmando os resultados encontrados por Mincer (1974) que a proporção da renda abdicada por investimentos pós-educação é a mesma em todos os níveis de escolaridade.

Após a comprovação deste resultado, aglutinou-se em uma única equação, seguindo a mesma especificação de Mincer (1974), separando apenas por região e estado e computou-se a mesma variável para observar se os resultados permaneceriam. A tabela 6 mostra que o coeficiente da interação foi significativo, mas também se aproximou de zero em todos os estratos.

Tabela 6 – Estimação da Equação de Rendimentos por Experiência

Variáveis	Brasil	NE	Ceará	Sul-SE	RJ
E	0.2393 (0.000)	0.2699 (0.000)	0.2490 (0.000)	0.2324 (0.000)	0.3195 (0.000)
E ²	-0.0059 (0.000)	-0.0081 (0.000)	-0.0076 (0.000)	-0.0057 (0.000)	-0.0097 (0.000)
□□□	0.1494 (0.000)	0.1918 (0.000)	0.1751 (0.000)	0.1508 (0.000)	0.2608 (0.000)
EXP	-0.0023 (0.000)	-0.0033 (0.000)	-0.0031 (0.020)	-0.0023 (0.000)	-0.0041 (0.000)
□□□ ^a	0.5363 (0.000)	0.5682 (0.000)	0.4706 (0.000)	0.5492 (0.000)	0.7105 (0.000)
G	0.2255 (0.000)	0.1229 (0.000)	0.1030 (0.000)	0.1519 (0.000)	0.1029 (0.000)
R	0.2700 (0.000)	0.3279 (0.000)	0.5120 (0.000)	0.1094 (0.000)	0.0497 (0.225)
U	4.9743 (0.000)	3.3687 (0.000)	1.9093 (0.140)	9.2930 (0.000)	153.25 (0.000)
^	1.2322 (0.000)	1.0356 (0.398)	1.6719 (0.000)	0.2817 (0.201)	-42.878 (0.000)
Const	0.3679	0.3418	0.3324	0.3616	0.3704
F	3348.5 (0.000)	1056.42 (0.000)	214.96 (0.000)	1653.13 (0.000)	222.84 (0.000)

Fonte: Elaboração própria

Nota: p-valores entre parênteses.

Além disso, de acordo com a tabela 5, ao comparar as equações por regiões ou estados dentro de cada faixa de escolaridade, observa-se que os retornos variam dependendo do estrato geográfico e que o estado do Ceará apresentou o menor coeficiente na primeira e na segunda faixa, exceto na terceira faixa, pois este foi insignificante. Isso mostra que indivíduos residentes neste estado e que possuem de cinco a nove anos de estudo apresentam retornos sobre a variação nos rendimentos de aproximadamente 9%, enquanto que se o indivíduo reside no Rio de Janeiro este valor aumenta para 12%.

De acordo com esta tabela, o estado do Ceará apresenta o menor diferencial de renda entre indivíduos do sexo masculino e feminino nas três faixas, no valor de aproximadamente 30%, 55% e 37%, respectivamente. Porém, é o estado com a maior variação nos rendimentos entre indivíduos residentes em áreas urbanas e rurais.

CONCLUSÕES

Este trabalho contribui com o debate existente na literatura econômica sobre o problema da endogeneidade da educação em uma equação de rendimentos individuais ao identificar, através de aplicativos empíricos, o modelo que tem o melhor poder preditivo. Aliado a isso, amplia-se esse debate ao permitir que equações mincerianas provenham retornos variáveis do capital humano através da interação desta variável com a regionalização – grandes regiões e estados selecionados de cada uma destas.

Inicialmente, para consecução desses objetivos, foram testados dois métodos de estimação para a equação minceriana – modelo endógeno e o procedimento de variáveis instrumentais – para se inferir sobre qual deles possui o melhor poder preditivo; o primeiro, decorrente da endogeneidade da variável educação, e o segundo, modelo IV, dependente da qualidade dos instrumentos. Dos resultados, observou-se que o método de Heckman aplicado ao modelo endógeno possui o menor erro quadrático médio (MSE), ou seja, este modelo, sabido a priori ser viesado, se ajusta melhor do que o modelo IV, indicando que, os trabalhos na literatura que procuram corrigir o problema da endogeneidade através da utilização de instrumentos incorrem em estimativas menos confiáveis. Isso acontece devido a restrições que ocorrem quanto às fontes de dados disponíveis.

Após a verificação que o modelo endógeno apresenta um melhor poder preditivo, optou-se por estimar a equação minceriana através da interação entre capital humano e regionalização, visando assim, reduzir o viés de endogeneidade causado tanto pela escolha educacional como o viés de habilidades dos indivíduos. As estimativas permitiram concluir que as taxas de retorno da educação variam de acordo com as regiões brasileiras, sendo a região Nordeste a que apresentou o menor valor dentre elas, correspondente a 14,68%. Comparando estes valores com a região Centro-Oeste, região que apresentou a maior taxa período em análise, o diferencial entre os retornos da educação causada pela diferença regional chega a 26%. Ao restringir a análise por estados selecionados para cada região, observa-se que o retorno para o estado do Ceará está próximo ao encontrado para o NE, no valor de 14.61%, porém ao comparar ao estado de Santa Catarina o diferencial atinge 31%. Isso mostra que indivíduos advindos de regiões com distinto grau de desenvolvimento econômico não acumulam igualmente o mesmo nível de capital humano, portanto, capta-se parte do viés de habilidade.

Além disso, testou-se a hipótese de Mincer de (1974) que o retorno futuro esperado independe do nível de escolaridade escolhido pelo indivíduo e dos resultados se pode verificar através da interação entre anos de estudo e experiência, que o coeficiente desta variável aproxima-se de zero independente da faixa em que o indivíduo se encontra, confirmando os resultados encontrados por Mincer (1974) que a proporção da renda abdicada por investimentos pós-educação é a mesma em todos os níveis de escolaridade.

Portanto, estes resultados reforçam a precariedade de variáveis disponibilizadas para uma estimação de um modelo mais sofisticado e alertam para a necessidade de ampliar o conteúdo das amostras, pois abstraindo-se de problemas de acesso a dados ser um bem público – que muitas agências locais ignoram – agências responsáveis pelo desenho e coleta de dados deveriam compartilhar com a comunidade científica sobre a necessidade de informações a serem geradas em uma *survey* para atender as ações de políticas locais com diagnósticos mais precisos. A exemplo da PNAD que reproduz sistematicamente as mesmas informações sem atender a evolução de mudanças estruturais que ocorrem na economia, e mais rapidamente nas transformações metodológicas das ciências. A inexistência de variáveis instrumentais adequadas é um claro exemplo disso, mas que poderia ser sanado com desenhos

apropriados das *surveys*. Uma mínima análise de cunho intergeracional ou extração de *cohorts* locais que poderiam ser de grande valia na endogeneidade da educação é inviabilizada por indisponibilidade de informação.

O direcionamento de estudos que buscam encontrar a taxa de retorno da educação através de um único número médio foca ações de política com impacto genérico e universal. Para países pobres ou em desenvolvimento com orçamentos restritos não devem apenas esboçar políticas universais, mas sim, concentrar-se em populações locais determinada por suas *cohorts* prioritárias, tais como, classe de indivíduos pobres, alunos do segundo grau evadidos da escola, dentre muitos outros.

Além disso, em termos de política, cabe mencionar que o risco associado com os diferentes níveis de obtenção educacional e o grau de aversão ao risco individual afeta na escolha do nível educacional, pois a presença de risco em retorno da educação gera motivo suficiente para a necessidade de intervenção governamental no setor educacional. Se os indivíduos escolhem níveis educacionais sub-ótimos devido ao elevado grau de aversão ao risco, então, políticas governamentais são necessariamente clamadas.

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

ARIAS, O; MCMAHON, W. Dynamic Rates of Return to Education in the U.S. **Economics of Education Review**. v.20, n.1, p. 121-138, 2001.

ASHENFELTER, O.; KRUEGER, A. Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins. **The American Economic Review**. v. 84, n. 5, p. 1157-1173, 1994.

BARRO; R. P., FRANCO; S., MENDONÇA; R. **A recente queda da desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional Brasileiro da última década**. (Texto para discussão n. 1304). Rio de Janeiro: IPEA, 2007.

BECKER, G. S.; CHISWICK, B.R. Education and the Distribution of Earnings. **American Economic Review**, v. 56, p. 358-369, 1966.

BEN-PORATH, Y. The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings. **Journal of Political Economy**, v. 75, n.4, p. 352-365, 1967.

BELZIL, C. The return to schooling in structural dynamic models: a survey. **European Economic Review**, v.51, p.1059-1105, 2007.

BELZIL C; HANSEN J. Unobserved Ability and the Return to Schooling. **Econometrica**, v.70, p.2075-2091, 2002.

BEZERRA; F. B., RAMOS; F.S. **Acesso à educação: houve redução das disparidades regionais e estaduais? Brasil e Nordeste 1981-2002**. Pernambuco: UFPE, 2008

BOUDARBAT. B; LEMIEUX, T.; RIDELL, W. C. **The Evolution of the returns to Human Capital in Canada, 1980-2006**. (Working Paper n.1) University of British Columbia, 2008.

BUDRIA, S.; PEREIRA, P.T. **Educational Qualifications and Wage Inequality: Evidence for Europa**. (Discussion Paper, 1763) IZA. Set. 2005.

CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravia K. **Microeconometrics: Methods and Applications**. Cambridge University Press, Cambridge, 2005, 1058p.

CARD, D. Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems. **Econometrica**, v.69, p.1127-1160, 2001.

CARNEIRO; P., HECKMAN; J. J. The evidence on credit constraints in post-secondary schooling. **Economic Journal**. v. 112 n. 482, p. 705-734. 2002

DEVEREUX, P.; FAN, W. Earnings Returns to the British Education Expansion. **Economics of Education Review**, (article in press, forthcoming), 15 p., 2011.

DI PIETRO,G; PEDACE. L. Changes in the returns to education in Argentina. **Journal of Applied Economics**. v. 11, n. 2 , 2008

FLEISCHHAUER, K. **A Review of Human Capital Theory: Microeconomics**. University of St. Gallen, Discussion Paper n. 01, 2007

HECKMAN, J.J. Sample Selection Bias as a Specification Error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.

HECKMAN, J.J. et al. **Earning functions, rates of return and treatment effects: the Mincer Equation and Beyond**. Chicago: USA, Discussion Paper n.1700, 200 p. August, 2005.

HECKMAN; J. J. LOCHNER; L. J., TODD; P. E. **Earnings functions and rates of return**. (Discussion Paper Series). UCD, 2008.

_____. Earnings equations and rates of return: The Mincer equation and beyond. In E. A. Hanushek and F. Welch (Eds.), **Handbook of the Economics of Education**. Amsterdam: Elsevier, cap. 7, p. 307- 458. 2006

HECKMAN, J.J; POLACHEK, S. Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings-Schooling Relationship. **Journal of the American Statistical Association** v.69, p. 350-354, 1974.

HECKMAN, J.J.; URZUA, S. **Comparing IV with Structural Models: What Simple IV Can and Cannot Identify**. NBER Working Paper, n. 14.706, 33 p., 2009.

HECKMAN, J.J.; VYTLACIL. Structural Effects, Treatment Effects and Econometric Policy Evaluation. **Econometrica**, v.73, n.3, p.669-738, 2005.

HENDERSON, D.J; POLACHECK, S.W; WANG, L. Heterogeneity in Schooling Rates of Return. **Economics of Education Review** (article in press, forthcoming), 13 p., 2011.

KEANE, M.P; WOLPIN, K.I. The Career Decisions of Young Men. **Journal of Political Economy**, v.105, p.473-522, 1997.

LANGONI, C. G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

LAM, D; LEVINSON, D. Declining inequality of schooling in Brazil and its effects on inequality of wages. **Journal of Development Economics**, n.37, p.199-225, 1992.

LOPEZ, R ; THOMAS, V ; WANG, Y. **Addressing the education puzzle: The distribution of education and economic reform**. World Bank, Policy research working paper, n. 2031, 1998

LOUREIRO, P.; GALRÃO, F. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 5, n. 3, p. 519-545, 2001.

MENEZES-FILHO, N. A. **A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho**. São Paulo: USP/ Departamento de Economia, março, 2001.

MINCER, J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. **Journal of Political Economy**, v.6, n.4, p 281-302, 1958.

MINCER, J. B. **Schooling, experience and earnings**. New York: NBER, 1974. 152p.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. **Returns to Investment in Education: a Further Update**. World Bank Policy Research Working Paper 2.881, 2002.

RAMOS; L. A desigualdade de rendimentos do trabalho no período pós-real: o papel da escolaridade e do desemprego. **Economia Aplicada**. São Paulo: v. 11, n. 2, p. 281-301, abril-junho 2007

RESENDE, M.; WYLLIE, R. **Retorno para Educação no Brasil: Evidências Empíricas Adicionais**. Texto para discussão n.03, UFRJ, Rio de Janeiro, 2005.

ROUSE, C. Further Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins. **Economics of Education Review**. v.18, n.2, p. 149-157,1999.

SACHSIDA; A., LOUREIRO; P. R. A, MENDONÇA; R. J. C. Um Estudo Sobre Retorno em Escolaridade no Brasil. **RBE**. Rio de Janeiro: Abril/Jun. 2004

SALVATO, M. A.; SILVA, D. G. **O Impacto da educação nos rendimentos do trabalhador: uma análise para a região metropolitana de Belo Horizonte**. 2008. Disponível em: < http://www.marciosalvato.com/pdf/marcio_denis.pdf> Acesso em: 10 Jul. 2011.

SAPELLI, C. **Los Retornos a la Educación en Chile: Estimaciones por Corte Transversal y por Cohortes**. Documento de Trabajo, n. 349. ISSN: 0717-7593. 2009

SOARES, R. R.; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: Dualidade ou não - linearidade no retorno da educação . **Revista de Econometria**, v.19, n.2, 1999.

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L.. **Um estudo do retorno da educação na região nordeste: análise dos estados da Bahia, Ceará e Pernambuco a partir da recente queda da desigualdade**. (texto para discussão, n. 72) Fortaleza, 2010.

TROSTEL, P, WALKER, I.; WOOLLEY, P.. Estimates of the economic return to schooling for 28 countries. **Labour Economics**, v. 9: p. 1-16. 2002

UEDA, E. M.; HOFFMAN, R. Estimando o retorno em educação no Brasil. **Economia Aplicada**, v.6, n.2, 2002.

WILLIS, R.J; ROSEN, S. Education and Self-Selection. **Journal of Political Economy**, v. 87, p.7-36, 1979.

WOOLDRIDGE, J M. **Introdução à Econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo Thomson, 2006.

ZEPEDA et al. **Changes in Earnings in Brazil, Chile And Mexico: Disentangling The Forces Behind Pro-Poor Change In Labour Markets**. (Working Paper, n.51). International Policy Centre for Inclusive Growth (IPC - IG). Mar. 2009

MAPEAMENTO DA EXTREMA POBREZA NO ESTADO DO CEARÁ

Cleyber Nascimento de Medeiros¹

Valdemar Rodrigues de Pinho Neto²

RESUMO

De acordo com os dados do censo demográfico 2010, lançado recentemente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o Ceará possui elevada proporção de sua população com rendimento mensal domiciliar *per capita* de até 70 reais, sendo essa a linha de extrema pobreza ou miséria adotada pelo Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) em 2011. Nesse contexto, o objetivo desse trabalho foi analisar a distribuição da extrema pobreza no território cearense em nível municipal. Para esse fim, empregaram-se técnicas de análise exploratória de dados espaciais e modelos econométricos espaciais. Dentre os resultados obtidos, podem-se destacar três: 1) existem grandes disparidades municipais relacionadas à miséria; 2) há uma dependência espacial no tocante a proporção de pessoas em situação de extrema pobreza, ou seja, municípios com altas taxas de miséria são cercados por municípios com altos valores e municípios com baixas taxas encontram-se circunvizinhos a municípios na mesma situação; 3) os modelos econométricos evidenciaram que variações positivas relacionadas à renda *per capita*, taxa de dependência, infraestrutura domiciliar e nível de emprego tendem a resultar em variações negativas na taxa de extrema pobreza, enquanto que variações positivas da taxa de analfabetismo aumentam o contingente populacional de miseráveis dos municípios.

Palavras-chave: Ceará, municípios, extrema pobreza, dependência espacial.

ABSTRACT

According to 2010 census data, released recently by Brazilian Institute of Geography and Statistics, the Ceará has high proportion of its population with per capita monthly income of up to 70 reais, which is the extreme poverty line defined by Ministry of Social Development in 2011. In this context, the objective of study was to analyze the distribution of extreme poverty in the territory of Ceará at the municipal level. For this purpose, using technical analysis exploratory spatial data and estimation of econometric models space. Among the results, you can highlight three: 1) there are municipal disparities related to poverty, 2) there is a dependency space regarding the proportion of people in extreme poverty, or that is, cities with high rates of poverty are surrounded by municipalities with high values and cities with low rates are surrounding the municipalities in the same situation, 3) the econometric models showed that positive changes related to income per capita, rate of dependency, household infrastructure and employment tend to result in negative changes in the rate of extreme poverty, while variations positive illiteracy increase the number of poor population of the municipalities.

Keywords: Ceará, municipalities, extreme poverty, spatial dependence.

¹ Graduado em Estatística e Mestre em Geociências pela UFRN. Filiação Institucional: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), Cargo: Analista de Políticas Públicas do IPECE.

² Titulação: Graduado em Economia pela UFC. Filiação Institucional: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), Cargo: Técnico de Políticas Públicas do IPECE.

1 - INTRODUÇÃO

A utilização de mapas em estudos relacionados ao bem-estar social e às condições de pobreza permite verificar se existe um padrão na sua distribuição ou se ela se dissemina aleatoriamente no espaço.

Para Chiarini (2008), o uso de mapas tem sido importante não somente para identificar onde a população pobre se localiza, mas também por servir como instrumento capaz de capturar a heterogeneidade 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.

A questão da heterogeneidade espacial tem sido discutida nos estudos sobre a economia regional, tendo sido desenvolvido uma série de métodos econométricos que permitem avaliar a existência de relações socioeconômicas entre os fatores intervenientes, bem como, a associação desses com sua localização geográfica (Heninger e Snel, 2002). Assim, o propósito principal de tais métodos tem sido constatar a existência ou não de dependência espacial entre as unidades territoriais (Petrucci *et. al.*, 2003).

O problema da desigualdade geográfica da pobreza é um tema que tem gerado grande preocupação em vários países e regiões, especialmente entre os países subdesenvolvidos e os que se encontram em desenvolvimento. Anselin (1988), ao falar de heterogeneidade da pobreza, destaca que a população pobre encontra-se concentrada em algumas áreas territoriais específicas. Vale lembrar, que a pobreza é um fenômeno multidimensional e complexo, motivo pelo qual existem múltiplas definições e formas de avaliá-la.

Tradicionalmente, a pobreza é definida como privação material, medida pela renda ou consumo do indivíduo ou da família. Neste caso, fala-se de pobreza extrema ou pobreza absoluta como a insuficiência de rendimentos para satisfazer as necessidades alimentares básicas de uma pessoa, sendo, muitas vezes, expressas em termos de requisitos calóricos mínimos. Além disso, há a definição de pobreza geral ou relativa, que é a insuficiência de renda para satisfazer necessidades alimentares básicas e necessidades não básicas, que são vestuário, habitação e energia (UNDP, 2000). Na literatura brasileira, existem vários trabalhos com essa abordagem, como Rocha (2000), Hoffman (1998), Barros, Carvalho e Franco (2003) e Barreto (2005), entre outros.

No ano de 2011, o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS) estipulou o valor de renda familiar mensal de R\$ 70,00 por pessoa, como linha de miséria, quando do lançamento do Programa de Erradicação da Extrema Pobreza do Governo Federal. Em consonância com essa linha de extrema pobreza adotada, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) disponibilizou um conjunto de dados relativos à população e aos domicílios particulares permanentes sem rendimento³ e com rendimento nominal mensal domiciliar *per capita* menor ou igual a 70 reais.

De acordo com esses dados, o estado do Ceará possui 1.502.924 moradores residentes em domicílios com rendimentos mensais por pessoa que não ultrapassavam o valor de R\$ 70,00 (IBGE, 2010). Isso significa que 17,8% da população cearense foi classificada em situação miséria, com base no parâmetro estabelecido pelo MDS. Em termos proporcionais, o Ceará é o sétimo estado da federação com maior percentual de pessoas nessa situação. Já em termos de participação relativa, dos 16,3 milhões de brasileiros nesta faixa de renda domiciliar *per capita*, 9,24% estão localizados no Ceará. Isto implica que o Estado é o terceiro do país com maior

³ As restrições estabelecidas pelo IBGE para os domicílios sem rendimento foram: sem banheiro de uso exclusivo; ou sem ligação com rede geral de esgoto ou pluvial e não tinham fossa séptica; ou em área urbana sem ligação à rede geral de distribuição de água; ou em área rural sem ligação à rede geral de distribuição de água e não tinham poço ou nascente na propriedade; ou sem energia elétrica; ou com pelo menos um morador de 15 anos ou mais de idade analfabeto; ou com pelo menos três moradores de até 14 anos de idade; ou pelo menos um morador de 65 anos de idade ou mais. 2. Excluídos os moradores cuja condição no domicílio era pensionista, empregado(a) doméstico(a) ou parente do(a) empregado(a) doméstico(a). 3. Inclusive as informações dos domicílios com rendimento mensal domiciliar *per capita* somente em benefícios.

contingente de pessoas extremamente pobres ou miseráveis, atrás apenas da Bahia (14,80%) e do Maranhão (10,40%).

Por suas dimensões geográficas e pela renda altamente concentrada na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF), espera-se que exista algum fenômeno de desigualdade de riqueza e pobreza do Ceará, gerando assim agrupamentos de municípios pobres rodeados por outros também pobres e ricos rodeados por ricos. Nesse contexto, este trabalho tem como objetivo analisar especialmente esse fenômeno, bem como os determinantes da distribuição da população em situação de miséria nos 184 municípios do estado do Ceará.

Logo, será estudada a dependência espacial da taxa de extrema pobreza referente ao ano de 2010 para as cidades cearenses, avaliando a existência ou não de agrupamentos de municípios com altos índices (considerados pobres), bem como municípios com baixos índices (considerados ricos) de extrema pobreza. Também serão analisadas variáveis explicativas relacionadas à demografia, renda, emprego, educação e à infraestrutura domiciliar, que podem elucidar o comportamento espacial da referida taxa para as cidades do estado do Ceará.

2 - REVISÃO DE LITERATURA

O Brasil apresentou, na última década, melhorias significativas na distribuição de rendimentos entre os indivíduos, nesse sentido, a redução dos diferenciais de renda puderam ser percebidos em todas as regiões do país, como bem documentado em Ramos e Vieira (2000), Ramos (2006) e Soares (2006).

No entanto, mesmo com os avanços, o país ainda convive com elevados níveis de desigualdade. Junto a esse fato, percebe-se um baixo nível de renda *per capita* em muitas de suas unidades federativas, principalmente aquelas pertencentes à região Norte e Nordeste. Os efeitos combinados desses dois fatos, alta desigualdade e baixa renda *per capita*, fazem com que alguns dos estados brasileiros, inclusive o Ceará, possuam índices de extrema pobreza bastante elevados, e conseqüentemente, uma baixa qualidade de vida da sua população. Bourguignon (2004) traz uma ampla discussão da relação entre essas três variáveis ao apresentar o “*Triângulo Pobreza-Crescimento-Desigualdade*”.

Percebe-se, portanto, que a própria situação de miséria não se encontra uniformemente distribuída no Brasil. A região Nordeste, por exemplo, abriga mais da metade da população extremamente pobre do país, embora esta possua apenas 28% da população brasileira. Nesse contexto, o Ceará, representa aproximadamente 4% da população total do Brasil, mas reúne mais de 9% de toda a população extremamente pobre brasileira, quando medida pela linha de miséria adotada pelo MDS.

Assim, o desequilíbrio regional torna-se um dos temas de grande interesse de pesquisas científicas no país. Quando se analisa a renda *per capita* dos estados brasileiros, por exemplo, as evidências apontam a existência de um processo de convergência, no entanto, verifica-se que tal processo é lento (Ellery Jr. e Ferreira, 1996; Ferreira, 2000; Zini Jr., 1998).

Alguns trabalhos, como Andrade *et. al.* (2004) e Gondim *et. al.* (2007), sugerem que esse processo de convergência vem ocorrendo com a formação de *clusters* espaciais, com um grupo de baixa renda, que seria representado pelas regiões Nordeste e Norte e um de renda mais elevada, formado pelas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Além disso, deve-se ter em mente que os impactos do crescimento da renda sobre a pobreza em cada região não ocorrem de maneira uniforme, uma vez que, cada região tem suas peculiaridades, pois possuem dinâmicas econômicas distintas e níveis diferentes de desigualdade de renda.

Além da renda e da maneira como esta se distribui entre os indivíduos, sabe-se que existem outros condicionantes da pobreza, que algumas vezes são negligenciados em estudos empíricos. É notório, por exemplo, que os baixos níveis educacionais da população encontram-se entre os principais determinantes da insuficiência de renda das pessoas. Além disso, a má distribuição da educação entre os indivíduos, bem como a má qualidade da educação oferecida à população mais

pobre, fazem com que as desigualdades sociais e a pobreza sejam fortemente agravadas (Barros, Franco e Mendonça, 2007).

Portanto, a educação pode afetar a pobreza não só por meio dos seus efeitos diretos sobre a renda, mas também por meio da forma como esta encontra-se distribuída entre as pessoas. Corroborando com essa idéia, Langoni (2005) mostra uma forte relação entre a desigualdade de renda no Brasil e a lenta expansão do sistema educacional do país.

Com base nas teorias do capital humano, o crescimento econômico, e conseqüente redução da pobreza, pode ser impulsionado elevando-se, por exemplo, a qualidade da mão-de-obra dos trabalhadores. Nesse aspecto, a literatura tem apontado que grande parte do diferencial de renda entre as regiões brasileiras pode ser explicada pelas disparidades educacionais (Barros, 1993, Barros *et. al.*, 1997, Pessoa, 2001, Salvato *et. al.*, 2007).

Além da educação, sabe-se que a qualidade da mão-de-obra é fortemente explicada pelas condições gerais de saúde da população que, por sua vez, é influenciada direta e indiretamente por alguns dos serviços públicos colocados a disposição dos indivíduos, como por exemplo, os serviços de saneamento básico e infra-estrutura domiciliar (Schultz, 1973).

Ademais existem outros fatores de difícil mensuração, que afetam a pobreza, relacionados às condições específicas de cada localidade, como: condições climáticas, baixo dinamismo econômico, recursos naturais, infraestrutura, acesso a mercados, etc. Dada a heterogeneidade de tais condições, espera-se que a distribuição dos pobres no espaço também não seja homogênea.

Cerca de 90% do território cearense encontra-se inserido no semi-árido. Além disso, verifica-se também que a Região Metropolitana de Fortaleza (RMF) responde pela maior parte dos empregos formais do Estado, e por mais de 60% do PIB cearense. Portanto, pode-se esperar que exista, no Ceará, uma forte dependência espacial da miséria, com uma distribuição desigual da mesma em nível de municípios. Nesse aspecto, pode-se perceber que os dados agregados, como geralmente são apresentados, podem esconder informações importantes, como por exemplo, a existência de *cluster* de extrema pobreza, que, quando identificado, facilita a eficiência das políticas públicas de redução da miséria.

Entendesse, deste modo, a importância em se estudar a extrema pobreza utilizando ferramentas de análise espacial, podendo esta ser muito útil ao se definir estratégias de desenvolvimento mais efetivas e ações públicas focadas. O uso dessa ferramenta tem crescido na literatura brasileira, principalmente pelo aumento da difusão da estatística espacial e do aprimoramento das técnicas econométricas para esse fim.

Para se analisar a distribuição espacial da pobreza e dar subsídio ao planejamento e a tomada de decisão, Liberato (2004) elaborou mapas da incidência da pobreza e da indigência para a cidade de Belo Horizonte e sua região metropolitana. Trabalho semelhante foi desenvolvido por Borges (2004), que gerou o mapa da pobreza urbana da cidade de São José dos Campos, estado de São Paulo.

Câmara *et. al.* (2004) desenvolveram uma metodologia para mapear a exclusão e inclusão social em áreas urbanas de países em desenvolvimento, usando técnicas de análise espacial para identificar certos padrões.

Oliveira (2006) estimou as elasticidades e concentração de renda com relação à pobreza dos municípios nordestinos empregando um modelo econométrico espacial com dados em painel. O autor calculou as contribuições do crescimento econômico e da diminuição da desigualdade de renda na redução da pobreza nesses municípios.

Cunha (2006) avalia uma das metodologias de mapeamento da pobreza e a aplica para retratar a mesma no estado do Rio Grande do Norte, a partir do método de estimação de pequenas áreas.

Romero (2006) analisou espacialmente a pobreza do estado de Minas Gerais com a utilização do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M). O autor inferiu que a maioria dos municípios considerados como pobres estão rodeados de municípios pobres e os municípios considerados ricos estão rodeados por ricos. Utilizando também o IDH-M, Haddad e Nedovic-Budic (2006) realizaram estudo estatístico espacial sobre as desigualdades intra-urbana na cidade

de São Paulo, com atenção para distribuição mais eficiente dos programas de alocação de recursos.

Oliveira (2006) avaliou a existência de padrões espaciais da desigualdade de renda entre os municípios sergipanos para os anos de 1991 e 2000. Constatou-se que ao longo desses anos a desigualdade de renda no estado sofreu pequena redução. Em termos municipais, enquanto se observa uma redução generalizada da proporção de domicílios com insuficiência de renda, nota-se a piora da concentração em grande parte deles.

Chiarini (2008) pesquisou a análise espacial da pobreza no estado do Ceará para o período de 1991 e 2000, com base nos dados dos censos demográficos. Foi confirmada a hipótese de que há clusterização da miséria no Ceará e de que alguns municípios cearenses passaram por um processo de difusão de contágios no período avaliado.

3 - ASPECTOS METODOLÓGICOS

Aplicam-se nesse trabalho técnicas de análise espacial, mais especificamente a elaboração de mapas temáticos; o uso de indicadores de dependência espacial global e local; finalizando com a modelagem econométrica para dados *cross-section*.

Conforme Perez (2005), estas técnicas possibilitam estabelecer se a extrema pobreza nos 184 municípios do estado do Ceará ocorre de forma aleatória ou se existem evidências de algum tipo de dependência espacial, além de ser possível analisar alguns determinantes da distribuição da miséria no Estado. Em termos computacionais, para a realização das análises, foram utilizados os programas Geoda 0.9[®] e Arcgis 9.3[®].

3.1 - Base de Dados

Usaram-se dois tipos de dados nesse trabalho. O primeiro refere-se à malha de municípios georreferenciada do Ceará (arquivo *shapefile*), disponível no site do IBGE (www.ibge.gov.br), possibilitando a confecção dos mapas temáticos. A segunda consiste na base das informações estatísticas dos municípios do Estado extraídas do Censo Demográfico do ano de 2010, divulgadas no mês de Julho/2011, e também disponíveis no site do IBGE. Foram calculados os seguintes indicadores para cada um das 184 cidades cearenses:

- Taxa de extrema pobreza: Consiste no percentual da população residente em domicílios particulares permanentes com renda mensal domiciliar *per capita* de até 70 reais dividida pela população total, caracterizando a população extremamente pobre ou em situação de miséria.
- Taxa de dependência: Corresponde ao percentual da população menor de 14 anos somada à população maior de 64 anos, dividida pela população em idade ativa (15 a 64 anos).
- Renda *per capita*: Consiste no valor em R\$ do rendimento nominal médio mensal domiciliar *per capita* das pessoas residentes em domicílios particulares com rendimento.
- Empregos formais: Refere-se ao percentual do número de empregos formais dividido pela população total. O número de empregos formais em 2010 foi obtido do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE).
- Taxa de analfabetismo: É calculada a partir da divisão da população com 15 anos ou mais de idade analfabeta pela população total nesta mesma faixa de idade.
- Infraestrutura domiciliar: Corresponde à média aritmética dos seguintes índices: % de domicílios ligados à rede geral de esgoto ou pluvial; % de domicílios com coleta de lixo realizada por serviço de limpeza e % de domicílios ligados à rede geral de água.

A variável dependente nesse estudo é a taxa de extrema pobreza enquanto que as demais são variáveis explicativas. Ressalta-se que devido à heterogeneidade entre os municípios cearenses, e almejando minimizar problemas associados com a grande variância e não-normalidade dos dados, utilizaram-se em todas as análises os indicadores na forma de logaritmos naturais. Com essa

transformação, pode-se, ainda, obter diretamente as elasticidades da extrema pobreza com relação às variáveis explicativas do modelo econométrico.

3.2 - Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

A dependência (ou autocorrelação) espacial é dada pela interação dos agentes no espaço. Por exemplo, uma variável relativa a um determinado município pode sofrer influências significativas de certos fatores em municípios que são, geograficamente, vizinhos. Portanto, desconsiderar os efeitos espaciais, em casos onde deveriam ser incluídos no modelo a ser estimado, pode acarretar em estimativas viesadas, inconsistentes e/ou ineficientes (Almeida, 2004). A seguir trata-se sobre os aspectos metodológicos referentes à autocorrelação espacial global e local e sobre os modelos econométricos espaciais.

3.2.1. Matriz de Contiguidade espacial ou peso espacial

A AEDE analisa indícios sobre a existência de padrões globais e/ou locais de associação espacial. Contudo, para desenvolver a AEDE deve-se, previamente, impor um arranjo que permita estimar coeficientes que dêem a idéia do grau de interação entre as unidades espaciais (municípios, regiões, etc.). Isso consiste em criar uma matriz de pesos espaciais (W), cujo conceito é baseado na contigüidade (Almeida, 2004).

Para a realização desse trabalho, formulou-se inicialmente uma matriz binária de pesos espaciais (W), considerando que dois municípios são vizinhos caso eles compartilhem de uma fronteira física comum. Quando isto ocorre, atribui-se o valor um na matriz, caso contrário, atribui-se o valor zero.

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

A matriz Rainha considera vizinhas duas regiões que apresentem fronteiras comuns, analisando os nós (vértices). Já a matriz Torre, por definição, é mais simples, considerando vizinhas apenas às regiões que possuam fronteira em comum (Haddad e Pimentel, 2004).

3.2.2. Autocorrelação Espacial Global

Segundo Paiva (2010), os indicadores de autocorrelação espacial global medem a associação para a região como um todo, caracterizando-a de um modo geral. O cálculo destes indicadores é o primeiro passo para verificar a existência de efeitos espaciais, ou mais precisamente, a presença da dependência espacial no evento observado, notada empiricamente através da autocorrelação espacial.

Para verificar a presença de dependência espacial, recorre-se a um teste estatístico global, no qual a hipótese nula é a existência de uma distribuição aleatória da variável sob estudo e a hipótese alternativa, a existência de uma associação significativa de valores similares ou diferentes. Essa estatística global sintetiza num único indicador o esquema geral de dependência espacial, que é o I de Moran (Moran, 1948 *apud* Anselin, 1988).

No presente trabalho, o índice I de Moran foi utilizado para calcular a autocorrelação espacial. Como é sabido, este indicador exhibe a associação espacial global, sendo que valores positivos apontam para a existência de autocorrelação espacial positiva, e valores negativos indicam a presença de autocorrelação espacial negativa (Perobelli *et. al.*, 2007). Segundo Paiva (2010), o índice de I de Moran pode ser definido pela fórmula abaixo:

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

Onde ω_{ij} é o elemento da matriz de contigüidade ou vizinhança ω , y_i é o percentual da população extremamente pobre do município i , y_j é o percentual da população extremamente pobre do município j , \bar{y} é a média amostral, e n é o número de cidades, no total de 184 observações.

O índice I de Moran tem um valor esperado de $-[1/(n-1)]$, ou seja, o valor que seria obtido se não existisse padrão espacial nos dados. Valores de I que ultrapassam o valor esperado indicam autocorrelação espacial positiva, tendo-se que valores inferiores à média esperada sinalizam uma autocorrelação negativa.

O coeficiente de I de Moran foi estimado para três diferentes tipos de matriz de vizinhança ω . De acordo com Paiva (2010), a seleção da matriz de contigüidade, ou matriz de pesos espaciais, é muito importante em uma análise AEDE, pois os resultados seguintes dependem desta seleção.

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

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

Dessa forma, uma indicação de autocorrelação positiva revela que há uma similaridade entre a taxa de extrema pobreza das cidades cearenses e a localização espacial da mesma. Por sua vez, uma autocorrelação espacial negativa informa que existe uma dissimilaridade entre a referida taxa e a localização espacial desta.

3.2.3. Autocorrelação Espacial Local

Seguindo a metodologia sugerida por Anselin (1995, 2003 e 2005), serão empregados em complementação ao I de Moran Global as estatísticas LISA, que são os Indicadores Locais de Associação Espacial, as quais são geradas a partir do índice global I de Moran. Segundo Paiva (2010), o índice Moran Local (I_i) pode ser definido pela fórmula abaixo:

$$I_i = n \frac{z_i \sum_j \omega_{ij} z_j}{\sum_j z_j^2}, \quad \text{sendo } z_i = y_i - \bar{y} \text{ e } z_j = y_j - \bar{y} \quad (2)$$

Onde ω_{ij} é elemento da matriz de contigüidade ou vizinhança ω , y_i é o percentual da população extremamente pobre do município i , y_j é o percentual da população extremamente pobre do município j , \bar{y} é a média amostral, e n é o número total de cidades, isto é, 184 observações.

Da mesma forma que para o índice de Moran Global, o índice Moran Local (I_i) foi estimado para matriz de vizinhança ω utilizando matrizes do tipo *Queen e Rook*, avaliando $k=1, k=2, k=3$, ou seja, para o vizinho mais próximo, dois e três vizinhos mais próximos. Novamente o melhor resultado considerado foi o da matriz de vizinhança tipo *Queen* com $k=1$. A significância das estatísticas foi obtida por meio de técnicas de randomização, utilizando 999 permutações, sendo

que as matrizes foram normalizadas de modo que a soma dos elementos de cada uma de suas linhas seja igual a 1.

De acordo com Anselin (1995), o coeficiente I de Moran Local faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição de cada observação em quatro categorias, cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran. O diagrama de dispersão de Moran representa o coeficiente de regressão, sendo verificado pela inclinação da curva de regressão. Por intermédio do mesmo, pode-se visualizar a divisão dos dados em quatro quadrantes, conforme a Figura 1.

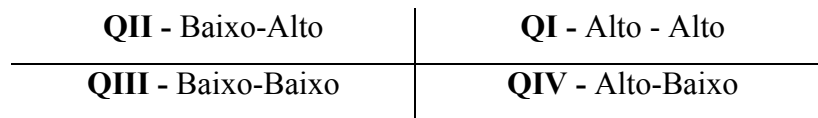


Figura 1: Diagrama da representação da associação espacial, segundo quadrante.

Fonte: Pérez (2005). Elaboração dos autores.

No quadrante superior à direita (QI), encontram-se os dados com distribuição Alto-Alto, ou seja, municípios com altos percentuais de população extremamente pobre vizinhos a municípios com altos percentuais, caracterizando *clusters* de pobreza.

Para o quadrante inferior à esquerda (QIII), localizam-se os dados com repartição Baixo-Baixo, isto é, municípios com baixos percentuais de população extremamente pobre rodeados de municípios com baixos percentuais, assinalando *clusters* de riqueza.

No quadrante superior à esquerda (QII), localizam-se os dados com repartição Baixo-Alto, ou seja, municípios com baixos percentuais de população extremamente pobre cercados de municípios com altos percentuais.

Por fim, o quadrante inferior à direita (QIV) possibilita detectarem-se os dados com distribuição Alto-Baixo, isto é, municípios com altos percentuais de população extremamente pobre rodeados de municípios com baixos percentuais.

Deste modo, os quatro quadrantes reportam diferentes tipos de dependência espacial, representados num diagrama de dispersão. Caso a nuvem de pontos esteja distribuída nos quatro quadrantes, têm-se indícios de ausência de correlação espacial. Por sua vez, se os valores ficam concentrados sobre a diagonal que cruza os quadrantes QI e QIII, existe elevada autocorrelação espacial positiva da variável. Em contrapartida, a dependência espacial será negativa se os valores se concentram nos quadrantes QII e QIV.

3.3 - Modelos econométricos espaciais

Depois de realizada a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e caso tenham sido encontrados indícios de dependência espacial, surge à pergunta de quais motivos poderiam explicar esse resultado. Dessa forma, estimam-se modelos econométricos que objetivam captar a associação espacial detectada e os determinantes da extrema pobreza.

Segundo Anselin (1988); Anselin (1995); Anselin e Bera (1998); ao se definir um modelo que identifique de maneira adequada questões inerentes aos efeitos de transbordamento entre regiões, os efeitos espaciais devem ser explicitamente considerados em sua forma funcional. Nesse sentido, modelos tradicionais de regressão linear não levam em conta os efeitos espaciais de autocorrelação e heterogeneidade. Assim, a estimação do modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) forneceria estimativas inconsistentes e/ou ineficientes, caso haja dependência espacial nos dados.

De acordo com Anselin (1988), a fim de verificar a presença de autocorrelação espacial no modelo econométrico, efetua-se o teste I de Moran Global nos resíduos gerados por meio da

regressão utilizando o método de MQO. Se a autocorrelação espacial for confirmada, é necessário o emprego de um modelo econométrico espacial.

Florax, Folmer e Rey (2003) e Anselin (2005) especificam os seguintes procedimentos para a seleção de um modelo que leve em consideração a presença da autocorrelação espacial:

- 1) Estimar o modelo clássico de regressão linear por MQO;
- 2) Testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro através do multiplicador de Lagrange para a defasagem espacial (ML_{ρ}) e o multiplicador de Lagrange para o erro espacial (ML_{λ});
- 3) Caso ambos os testes sejam não significativos, deve-se utilizar o modelo clássico; caso contrário, segue-se o próximo passo;
- 4) Se ambos os testes forem significativos, deve-se verificar as versões robustas de ambos, ou seja, o multiplicador de Lagrange robusto para a defasagem espacial (MRL_{ρ}) e o multiplicador de Lagrange robusto para o erro espacial (MRL_{λ}). Caso $MRL_{\rho} > MRL_{\lambda}$ identifica-se o modelo de defasagem espacial como o mais apropriado. Caso contrário, adota-se o modelo de erro espacial.

Almeida (2004) e Anselin (2005) citam também que as estatísticas de teste relevantes que devem ser comparadas entre os modelos são a Função de Verossimilhança (LIK) e os critérios de informação *Akaike* (AIC) e *Schwarz* (SC). A regra de decisão é simples: quanto maior o valor da LIK e menores os valores de AIC e SC, melhor é o modelo para captar a relação de dependência espacial das variáveis estudadas.

A seguir, conforme Almeida, Perobelli e Ferreira (2008), são descritos os modelos econométricos mais utilizados na literatura para analisar o processo de dependência espacial, a saber: o modelo por mínimos quadrados ordinários (MQO), o modelo de defasagem espacial (MDE) e o modelo de erro espacial (MEE). Para Anselin (1988), a econometria espacial sugere basicamente dois modelos: autocorrelação espacial na variável dependente (defasagem espacial) e autocorrelação espacial no erro (erro espacial).

3.3.1 - Modelo por mínimos quadrados ordinários (MQO)

O primeiro modelo, que é não-espacial e segue a estrutura do modelo clássico de regressão linear, é estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Esse modelo pode ser representado como:

$$Y = X\beta + u \quad (3)$$

Onde: Y é um vetor N por 1 de observações da variável dependente; β é um vetor de coeficientes a serem estimados; X é uma matriz com N observações por K variáveis explicativas; e u é o termo de erro, que se supõe seguir a distribuição normal, com média zero e variância constante ($u \sim N(0, \sigma^2)$), e não se correlacionar com outros erros ($E(\mu_i, \mu_j) = 0$, para $i \neq j$), e tampouco com nenhuma das variáveis explicativas (Gujarati, 2000).

3.3.2 - Modelo por defasagem espacial (MDE)

Deve-se estimar um modelo de defasagem espacial quando se assume que a autocorrelação espacial pode ser captada por meio da estimativa de um coeficiente relacionado com a variável dependente defasada espacialmente. A equação abaixo ilustra o citado modelo:

$$Y = \rho WY + X\beta + u \quad (4)$$

Onde: Y , X , β e u (termo de erro) têm os mesmos significados discutidos para o modelo (3); ρ é um coeficiente auto-regressivo espacial; e o termo WY ilustra a variável dependente defasada espacialmente (Anselin, 1992).

Assim, Y é um vetor ($n \times 1$) que concebe o logaritmo do percentual da população em situação de miséria para os municípios cearenses. A matriz X ($n \times K$) representa as variáveis explicativas, sendo β_1 o vetor ($K \times 1$) de coeficientes. Vale ressaltar que as variáveis explicativas do modelo espacial são as mesmas adotadas no modelo estimado via MQO. A matriz W ($n \times n$) é a matriz contiguidade espacial e o parâmetro ρ é o coeficiente de defasagem espacial, o qual capta os efeitos da extrema pobreza de um município sobre a dos seus vizinhos.

3.3.3 - Modelo por erro espacial (MEE)

Um modelo de erro espacial é utilizado quando as suposições de homoscedasticidade e de erros não correlacionados não são atendidas (Almeida, 2004), ou seja, esse modelo é adequado quando as variáveis não incluídas, e que são captadas pelos termos de erro, são autocorrelacionadas espacialmente.

No modelo de erro espacial, estima-se o erro, u , do modelo de MQO, da seguinte forma: $u = \lambda Wu + \xi$. Aqui, λ é um escalar do coeficiente do erro e $u \sim N(0, \sigma^2 I)$. Assim, se tem o modelo de erro espacial especificado na equação 5.

$$Y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} \xi \quad (5)$$

Onde: Y , X , β e u têm os mesmos significados discutidos para o modelo (3); Wu é uma matriz de defasagem espacial dos erros; λ é o coeficiente de erro auto-regressivo espacial; e ξ é um erro “bem comportado”, com média zero e variância constante (Anselin, 1992).

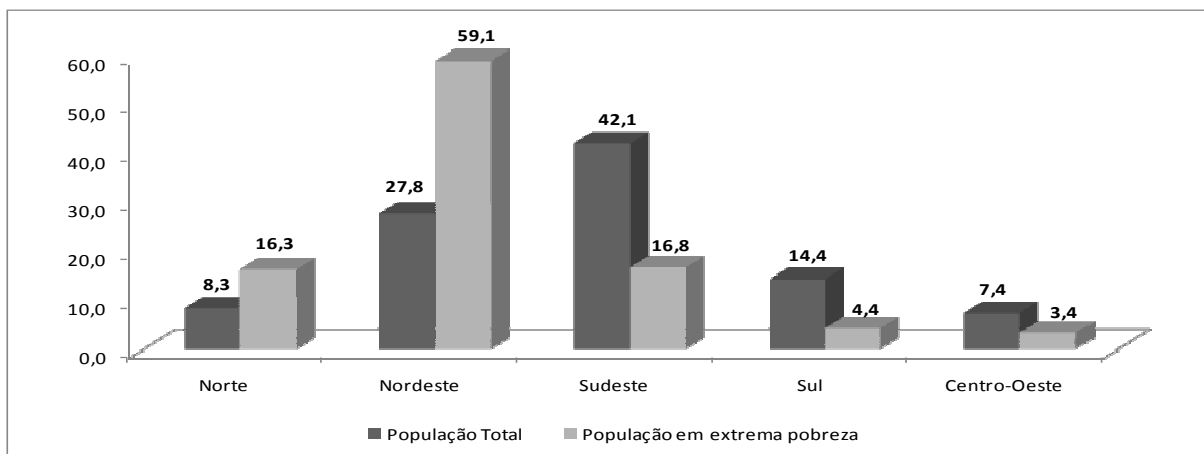
4 - RESULTADOS E DISCUSSÕES

Esta seção tem por objetivo analisar a distribuição, em nível de municípios, da extrema pobreza no estado do Ceará, bem como os seus determinantes, com base nos dados do Censo 2010. Para tanto, o primeiro passo foi à realização de um estudo exploratório acerca da distribuição geográfica da taxa de extrema pobreza das regiões brasileiras, dos estados e, especificamente, dos municípios cearenses, utilizando tabelas, gráficos e mapas, com o intuito de investigar a presença de algum padrão espacial nos dados. Depois, foram realizados testes formais a partir das estatísticas espaciais I de Moran global e local, a fim de verificar a existência de algum tipo de associação espacial na extrema pobreza entre os municípios cearenses, tais como *clusters* e *outliers*. Por fim foi estimado um modelo econométrico para identificar os determinantes das condições de miséria no estado do Ceará.

4.1 - Caracterização da Extrema Pobreza no Brasil, Estados e Municípios do Ceará

A Figura 2 mostra a participação de cada uma das regiões na população total e na população extremamente pobre do país. Verifica-se que a população em condição de extrema pobreza não se encontra uniformemente distribuída entre as cinco regiões. O Nordeste, por exemplo, concentra mais de 27% da população total do país, no entanto, representa aproximadamente 59% de toda a população em situação de miséria do Brasil. Por outro lado, as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentaram menor participação quando se analisa a distribuição da população extremamente pobre. Vale destacar que a região Sudeste concentra a maior parte da população do país (42,1%), possuindo apenas 16,8% do total de brasileiros que vivem em situação de miséria.

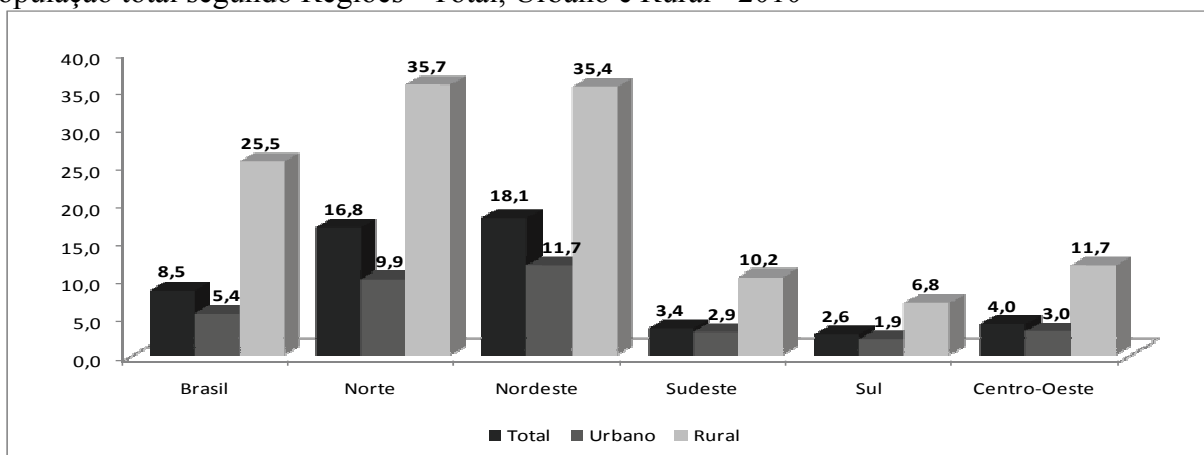
Figura 2: Participação da população total e população em condição de miséria segundo grandes Regiões do país (%) - 2010



Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2010. Elaboração dos autores.

Ressalta-se que a miséria também não se encontra distribuída igualmente entre as áreas rurais e urbanas das regiões. Nesse aspecto, a Figura 3 exibe a incidência da extrema pobreza para as grandes regiões do país, considerando as áreas censitárias, para o ano de 2010. Constata-se, em todas as regiões e, conseqüentemente, para o Brasil, uma maior incidência de pessoas extremamente pobres nas áreas rurais. Destaca-se o fato de que, a pior situação é encontrada no Norte e Nordeste, que possuem 16,8% e 18,1%, respectivamente, de sua população vivendo em domicílios com rendimento domiciliar *per capita* de até 70 reais. Considerando apenas as áreas rurais dessas regiões a situação é ainda pior, com taxas que ultrapassam os 30%.

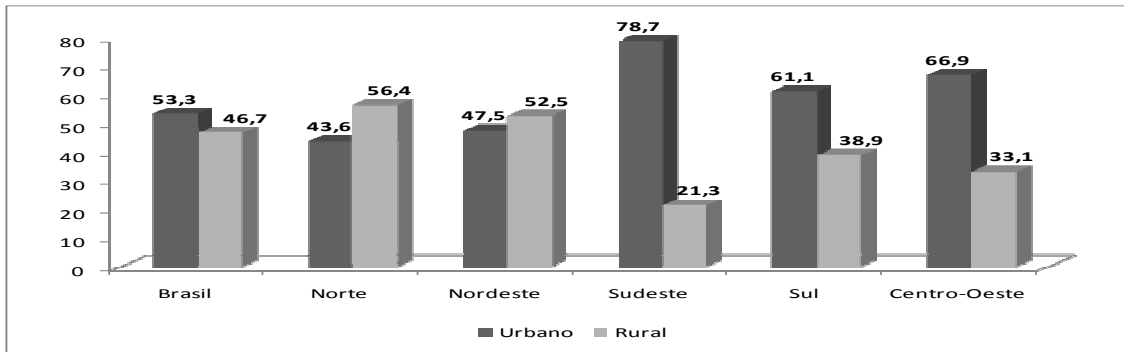
Figura 3: Proporção da população residente em domicílios particulares permanentes sem rendimento e com rendimento mensal domiciliar *per capita* de 1 a 70 reais em relação à população total segundo Regiões - Total, Urbano e Rural - 2010



Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2010. Elaboração dos autores.

Ao se fazer a análise considerando a população extremamente pobre dentro de cada região, percebe-se que a miséria passa a ser um problema tipicamente urbano, quando se considera as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, de acordo com a Figura 4.

Figura 4: Participação da população residente em domicílios particulares permanentes com rendimento mensal domiciliar *per capita* inferior a 70 reais por área censitária em relação à população extremamente pobre das Regiões - 2010

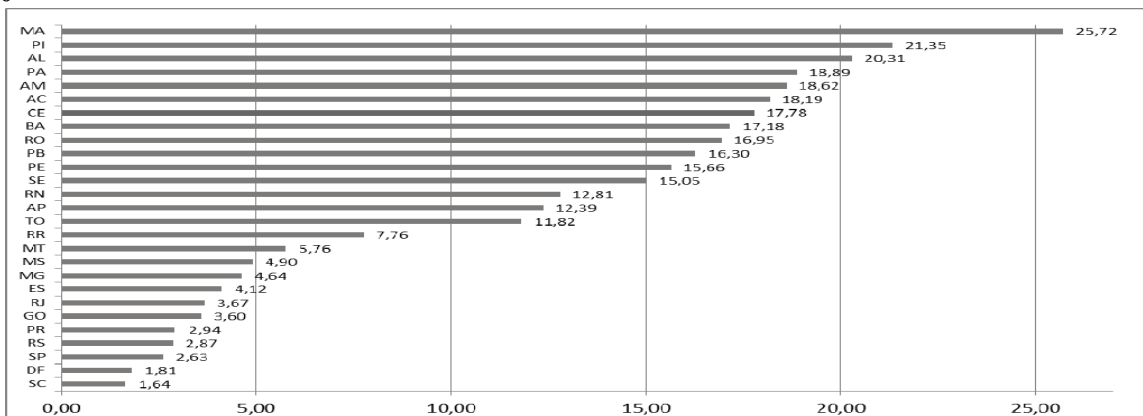


Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2010. Elaboração dos autores.

Analisando a Figura 4, percebe-se que no Norte e Nordeste a extrema pobreza encontra-se ligeiramente maior, proporcionalmente, nas áreas rurais. No Sudeste, onde se observa a maior diferença entre as áreas censitárias, verifica-se que, aproximadamente 78% do total de extremamente pobres encontram-se na área urbana e apenas 21% nas áreas rurais.

A Figura 5 exibe a distribuição da taxa de extrema pobreza segundo as unidades da federação. Observa-se que as maiores proporções de pessoas em condição de miséria encontram-se nos estados pertencentes às regiões Nordeste e Norte, evidenciando uma desigualdade regional no Brasil.

Figura 5: Percentual da população extremamente pobre em relação à população total por Estados - 2010



Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2010. Elaboração dos autores.

A situação do estado do Ceará encontra-se, relativamente, melhor do que o Nordeste como um todo, pois este apresentou um valor de 18,1% da população na condição de extrema pobreza, enquanto que para o Ceará essa taxa foi levemente menor (17,8%). No entanto, ao considerar o Brasil, esse percentual é de aproximadamente 8,5% da população, o que coloca o Ceará em uma situação não tão boa quando comparado às demais unidades federativas do país. O estado do Ceará ocupa, de acordo com os dados do Censo 2010, a sétima colocação quando se classifica os estados em ordem decrescente da proporção de pessoas em condição de miséria. Entre os melhores, destaca-se o Estado de Santa Catarina, que apresenta o menor percentual (1,64%). Ainda com base no ordenamento das taxas de extrema pobreza, dos nove estados do Nordeste, o Ceará é o quarto colocado com maior proporção de pessoas com rendimentos mensais *per capita* até a linha estipulada de R\$ 70,00.

Com o intuito de atender ao objetivo central do trabalho, que é analisar a distribuição espacial da pobreza no território cearense, observa-se, na Tabela 1, o *ranking* dos municípios cearenses, com base nas vinte maiores e vinte menores proporções de domicílios em condição de miséria. O

grupo dos vinte menores é representado, em sua maioria, por municípios que fazem parte das regiões metropolitanas do estado, ou seja, a Região Metropolitana de Fortaleza e a do Cariri. A capital cearense ficou com o menor percentual, com pouco mais de 5% de pessoas vivendo em domicílios que podem ser caracterizados na situação de miséria. Logo em seguida destacam-se Maracanaú (7,05%), Pacatuba (8,05%), Eusébio (8,24%) e Horizonte (9,10%), todos pertencentes à Região Metropolitana de Fortaleza (RMF). Os cinco piores resultados se verificam nos municípios de: Granja (47,49%), Choró (45,84%), Croatá (45,67%), Miraíma (44,88%) e Santana do Acaraú (43,57%). Destaca-se que doze municípios do Ceará apresentaram taxas de extrema pobreza superiores a 40%.

Tabela 1: Municípios com as vinte maiores e as vinte menores proporções de pessoas extremamente pobres - 2010

20 menores	(%)	20 maiores	(%)
Fortaleza	5,46	Granja	47,49
Maracanaú	7,05	Choró	45,84
Pacatuba	8,05	Croatá	45,67
Eusébio	8,24	Miraíma	44,88
Horizonte	9,10	Santana do Acaraú	43,57
Juazeiro do Norte	9,64	Graça	42,58
Caucaia	10,42	Ipaporanga	41,41
Russas	10,47	Novo Oriente	41,31
Limoeiro do Norte	10,48	Araripe	40,64
Aquiraz	10,83	Amontada	40,34
Crato	11,05	Moraújo	40,20
Sobral	11,84	Viçosa do Ceará	40,11
Maranguape	11,95	Itaitira	39,98
Guaramiranga	12,46	Uruoca	39,98
Pacajus	12,62	Ipueiras	39,70
Itaitinga	12,63	Santana do Cariri	39,54
Forquilha	12,65	Barroquinha	39,51
Barbalha	12,97	Ararendá	38,71
Iguatu	13,14	Quiterianópolis	38,36
Pindoretama	13,97	Pereiro	38,19

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2010. Elaboração dos autores.

Dito isto, esses resultados sugerem que a pobreza não se distribui igualmente entre os municípios cearenses, uma vez que alguns deles apresentaram taxas de extrema pobreza relativamente baixas, enquanto outros possuem resultados mais alarmantes. Analisando o Mapa 1, observa-se alguns possíveis agrupamentos de municípios com baixas proporções de população em condição de miséria, localizados principalmente na RMF e no Cariri. Verificam-se também grupos de municípios com altas taxas de população extremamente pobre, encontrados, sobretudo nas regiões do Litoral Oeste, Sertão Central e Sertão dos Inhamuns. Pela classificação disponível na legenda, tem-se um total de 20 municípios com valor inferior a 15%, enquanto que 76 municípios detêm taxas superiores a 30%.

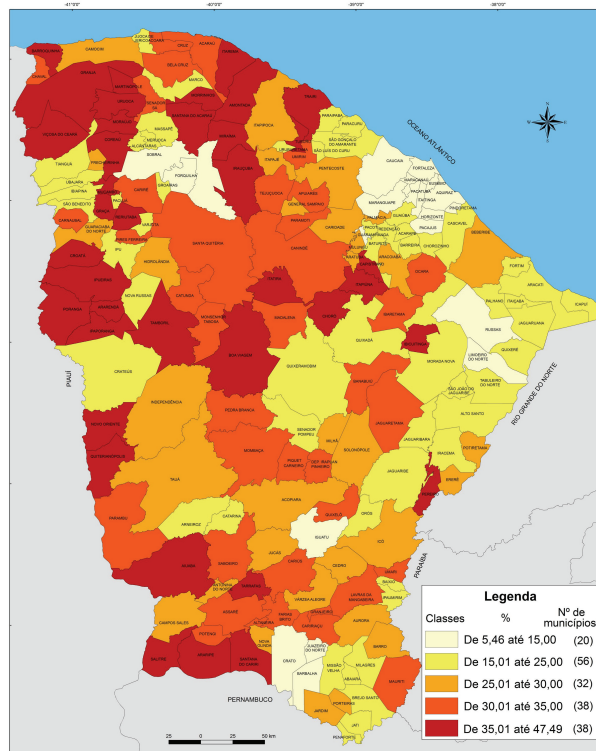
Assim, o exame subjetivo do referido mapa sugere que a distribuição da proporção da população extremamente pobre não é aleatória para os municípios cearenses, existindo *tendências* de concentração de cidades com níveis mais altos e mais baixos de extrema pobreza. Ressalta-se que o mapa temático elaborado dividiu os municípios em cinco classes, de acordo com o método de *quebras naturais*.

Segundo Medeiros *et. al.* (2005), o citado método busca minimizar a variância dentro das classes e maximizar entre as mesmas. Não obstante, existem outras metodologias para elaboração de mapas temáticos, como os métodos de *quantis* e *intervalos iguais*. Dessa forma, os resultados encontrados por meio de um mapa consistem em indicações ou tendências, sem nenhuma evidência estatística de dependência espacial.

Nesse contexto, algumas questões são levantadas: há um padrão de dependência espacial entre os municípios cearenses levando-se em consideração a proporção da população em situação de

miséria? Ou seja, há cidades pobres rodeadas por pobres, isto é, “*clusterização da pobreza*”? Existem municípios ricos cercados por ricos, ou seja, “*clusterização da riqueza*”? Igualmente, pode-se esperar dissimilaridade espacial como cidades ricas rodeadas por pobres e cidades pobres cercadas de ricas? Para responder a essas perguntas e se poder fazer inferências mais adequadas a esse respeito, é fundamental analisar a taxa de extrema pobreza com o emprego de testes estatísticos de autocorrelação espacial.

Mapa 1: Proporção da população extremamente pobre em relação a população total segundo os municípios do estado do Ceará - 2010



Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2010. Elaboração dos autores.

4.2 - Dependência Espacial da Extrema Pobreza no Ceará

Inicialmente analisa-se se há evidência estatística de dependência espacial da taxa de extrema pobreza para os 184 municípios do estado do Ceará como um todo, a partir do cálculo do teste estatístico I de Moran Global. A hipótese nula desse teste é de que a proporção da população em condições de miséria distribui-se aleatoriamente no território cearense em nível municipal, enquanto a hipótese alternativa afirma que há uma dependência espacial no indicador avaliado. A Tabela 2 exibe o valor do I de Moran Global para a taxa de extrema pobreza usando a matriz de contigüidade espacial tipo *Queen*⁴ em primeira, segunda e terceira ordem.

⁴ O critério *Queen* indica que a vizinhança é definida não apenas com os municípios superiores, inferiores e os laterais, mas também com os municípios que possuem vértices em comum. Quanto à matriz de contigüidade, a condição de 1ª ordem analisa a associação existente entre a taxa de extrema pobreza de cada município e seus vizinhos imediatos; a condição de 2ª ordem avalia os vizinhos dos vizinhos de todos os municípios com o qual se faz fronteira; e na condição de 3ª ordem analisa-se os vizinhos dos vizinhos dos vizinhos para todos os municípios com vértices em comum.

Tabela 2: Teste de I de Moran Global para o indicador Logaritmo da Taxa de Extrema Pobreza dos municípios cearenses - 2010

Indicador	Valor	P-Valor
Logaritmo da Taxa de Extrema Pobreza - Contigüidade de 1ª ordem	0,5507	0,001
Logaritmo da Taxa de Extrema Pobreza - Contigüidade de 2ª ordem	0,3610	0,001
Logaritmo da Taxa de Extrema Pobreza - Contigüidade de 3ª ordem	0,2498	0,001

Fonte: Elaboração dos autores.

Observando os dados da citada tabela constata-se que todos foram significativos a 1%. Analisando os mesmos, podem-se tirar algumas conclusões. Primeiro, existe uma forte indicação de autocorrelação global positiva para o indicador em estudo, isto é, em média, os municípios com altas taxas de extrema pobreza são circundados por municípios na mesma situação, enquanto que municípios com baixas proporções são vizinhos de municípios na mesma circunstância, caracterizando assim *clusters* de municípios pobres e ricos respectivamente. Segundo, infere-se que a dependência espacial da extrema pobreza municipal cearense é maior quanto mais próximo se estiver do ponto de referência, devido ao maior valor obtido para a matriz de contigüidade de primeira ordem.

Desta forma, verifica-se a “primeira lei da geografia” para a taxa da extrema pobreza das cidades do Ceará, segundo a qual “todas as coisas são parecidas, mas coisas mais próximas se parecem mais que coisas mais distantes” (Tobler, 1979 *apud* Chasco, 2003).

Almejando complementar os resultados evidenciados pelo I de Moran Global, apresenta-se na Figura 6 o diagrama de dispersão para o logaritmo da taxa de extrema pobreza, usando a matriz de contigüidade de primeira ordem.

Na citada figura, pode-se observar que a maior parte dos dados (municípios) estão localizados nos quadrantes QI e QIII. Esses resultados estão de acordo com o I de Moran computado, uma vez que mostram que a maioria dos municípios encontra-se nos quadrantes que representam a existência de autocorrelação espacial positiva, ou seja, valores de extrema pobreza semelhantes aos verificados por seus vizinhos.

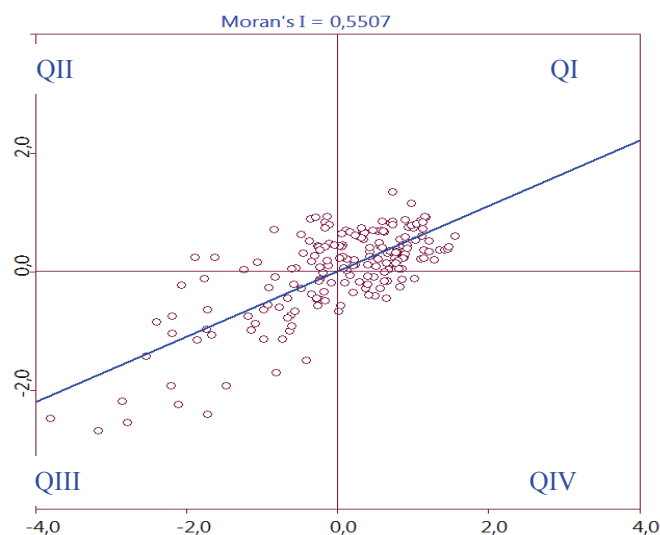


Figura 6: Diagrama de Dispersão de Moran para o logaritmo da taxa de extrema pobreza, matriz de contigüidade tipo *Queen* de 1ª ordem. Fonte: Elaboração dos autores.

Para corroborar com o citado anteriormente, tem-se que a inclinação positiva da reta de regressão também comprova a existência de autocorrelação espacial, uma vez que o I de Moran (valor de 0,5507) consiste no coeficiente angular da mesma (Anselin, 1995).

Apesar do detalhamento mostrado com o diagrama de dispersão, o mesmo não permite identificar geograficamente os *clusters* de municípios com índices similares. Faz-se necessário recorrer então

ao Indicador Local de Associação Espacial (LISA), possibilitando a classificação das cidades cearenses em quatro categoriais quanto à situação de extrema pobreza. O mapa 2 exhibe os grupos de municípios com significância estatística a partir do cálculo do indicador LISA, ao nível de 5%. Os mesmos são classificados em quatro categorias:

- Alto-Alto: Municípios com altos índices de população extremamente pobre vizinhos a municípios com altos índices;
- Baixo-Baixo: Municípios com baixos índices de população extremamente pobre circundados por municípios com baixos índices;
- Alto-Baixo: Municípios com altos índices de população extremamente pobre rodeados por municípios com baixos índices;
- Baixo-Alto: Municípios com baixos índices de população extremamente pobre vizinhos a municípios com altos índices.

Assim, pelo mapa de *clusters*, pode-se verificar que a existência da autocorrelação global positiva no tocante a extrema pobreza das cidades do estado do Ceará é confirmada localmente, já que dentre os índices de maior significância encontram-se predominantemente a classificação Alto-Alto e Baixo-Baixo. Esse resultado comprova a hipótese de que municípios com alta proporção de população em condições de miséria influenciam municípios contíguos a terem o mesmo desempenho devido à condição da proximidade espacial.

Em termos de localização territorial, verificam-se três agrupamentos de municípios classificados como Baixo-Baixo, isto é, cidades com baixa proporção de população em condições de miséria circundadas por cidades em situação equivalente, caracterizando *clusters* de municípios considerados ricos.

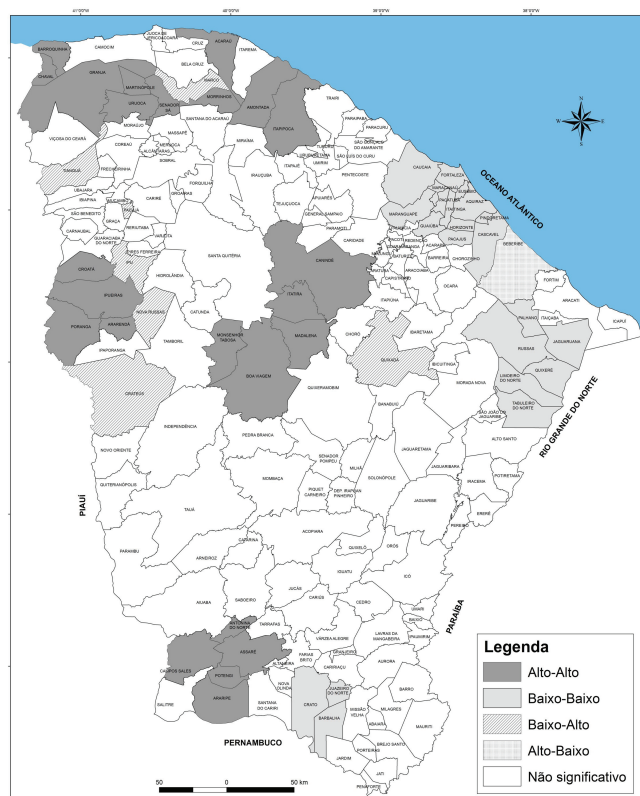
O primeiro grupo situa-se na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF), sendo compreendido por treze municípios: Aquiraz, Cascavel, Caucaia, Eusébio, Fortaleza (Capital do Ceará), Guaiúba, Horizonte, Itaitinga, Maracanaú, Maranguape, Pacajus, Pacatuba e Pindoretama. Segundo IPECE (2010), estes municípios respondem juntos por cerca de 60% do Produto Bruto Interno (PIB) do Ceará, sendo também a região do Estado que abriga a maior quantidade de indústrias e responsável pela maior parcela da geração de empregos formais. Estes fatores podem explicar a formação deste *cluster* de cidades com baixas proporções de população em condições de miséria.

Barbalha, Crato e Juazeiro do Norte formam o segundo grupo de municípios classificados como Baixo-Baixo, estando os mesmos localizados na região do Cariri, no Sul do Estado. Estas cidades destacam-se na região por possuir um forte setor terciário, voltado para a prestação de serviços e o turismo religioso. Nelas, encontram-se também significativo número de indústrias do setor calçadista, gerando empregos formais e trazendo uma dinâmica para a economia local.

O terceiro grupo encontra-se na região do Litoral Leste/Jaguaribe, próximo a fronteira com o estado do Rio Grande do Norte. O mesmo é formado por seis municípios: Jaguaruana, Limoeiro do Norte, Palhano, Quixeré, Russas e Taboleiro do Norte. Estas cidades possuem expressiva parcela de mão-de-obra empregada em empresas ligadas ao setor primário.

A região do Jaguaribe situa-se na Chapada do Apodi, possuindo solos férteis aptos a fruticultura. Nos últimos anos tem-se verificado um crescimento econômico acentuado nessa região devido ao incentivo da agricultura irrigada, com o cultivo da fruticultura, sobretudo destinada a exportação, onde se sobressaem: banana, melão, melancia, mamão e abacaxi.

Mapa 2: *Clusters* de municípios com significância estatística do I de Moran local - 2010



Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2010. Elaboração dos autores.

Não obstante, constata-se também a formação de quatro grupos de municípios classificados como Alto-Alto, ou seja, cidades com alto percentual de população em condições de extrema pobreza vizinhas a cidades em situação similar, evidenciando *clusters* de miséria no Ceará. Na região do Cariri, os municípios de Antonina do Norte, Araripe, Assaré, Campos Sales e Potengi formam um grupo de municípios com expressiva parcela de população extremamente pobre, ao nível de significância de 5%. Outro agrupamento é identificado na região Central do Estado, composto pelos municípios de Boa Viagem, Canindé, Itaitira, Madalena e Monsenhor Tabosa. O terceiro grupo localiza-se na região do Sertão dos Inhamuns, fronteira com o estado do Piauí, compreendendo os municípios de Ararendá, Ipuéiras, Croatá e Poranga. No litoral Oeste do Ceará encontra-se o quarto grupo de municípios com significativa parcela de população em situação de miséria, formado por dez municípios: Acaraú, Amontada, Barroquinha, Chaval, Granja, Itapipoca, Martinópolis, Morrinhos, Senador Sá e Uruoca.

Os municípios destes quatro grupos classificados no *cluster* Alto-Alto têm como situação em comum uma considerável quantidade de suas populações habitando em áreas rurais, que como visto, anteriormente, é a área do Ceará onde prevalece a condição de extrema pobreza.

O grupo Baixo-Alto não teve uma formação de agrupamentos de municípios em especial, sendo composto pelas cidades de Crateús, Ipu, Marco, Novas Russas, Pacujá, Quixadá, Tianguá e Varjota. Estes municípios caracterizam-se por possuir relativamente baixas proporções de população extremamente pobre, mas serem cercados de municípios em pior situação.

Por fim, em relação ao *cluster* de cidades Alto-Baixo identificou-se significância estatística apenas para o município de Beberibe, que está localizado entre a RMF e a região do Litoral Leste/Jaguaribe, que são áreas com presença de municípios com baixa proporção de população extremamente pobre, de acordo com a análise realizada.

Os demais municípios não tiveram valores significativos estatisticamente, ou seja, não influenciam e nem são influenciados pelos seus vizinhos no tocante as condições de extrema pobreza de suas populações.

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

Segundo Souza (2004), as condições econômicas e sociais díspares dos municípios implicam em estruturas produtivas, também, diferenciadas. Essas estruturas produtivas são resultantes de condicionantes culturais, políticos, participacionais e econômicos que compõem os macro-sistemas sociais de cada espaço, que ainda se diferenciam por situações históricas e geográficas particulares dos municípios, devendo os mesmos atuarem em conjunto para otimizar suas potencialidades.

Nesse contexto, ao se buscar o desenvolvimento dos municípios dentro de um âmbito regional, deve-se pensar um novo patamar de planejamento que tenha como meta a cooperação, superando a competição e o bairrismo. Portanto, na proposição de programas voltados ao combate da extrema pobreza no estado do Ceará deve ser levada em consideração a questão da dependência espacial, uma vez que um município com expressiva parcela de população extremamente pobre causa influência sobre o seu vizinho.

Sendo assim, ficou demonstrado que há uma estrutura de autocorrelação espacial na distribuição do indicador de extrema pobreza nos municípios do estado do Ceará. Neste caso, qualquer avaliação ou estimação de modelos que se faça para explicar esse indicador, deve-se avaliar a necessidade de incorporar explicitamente tal fenômeno. Logo, cabe o questionamento de quais são as razões que poderiam explicar esse resultado, bem como definir o grau de importância de certas variáveis para tentar elucidar a extrema pobreza do Ceará.

4.3 - Determinantes da Extrema Pobreza no Ceará

Para identificar os determinantes da extrema pobreza nos municípios do estado do Ceará foram estimados, com base nas variáveis disponíveis, três modelos, descritos pelas equações 3, 4 e 5, a fim de verificar qual deles apresenta um melhor ajuste aos dados e conseqüentemente mostrem resultados mais robustos. Destaca-se que, a variável dependente adotada é a proporção de pessoas do município vivendo em domicílios caracterizados em condição de miséria, ou seja, com renda domiciliar *per capita* de até R\$ 70. As variáveis explicativas encontram-se descritas na seção 3.1. As mesmas representam diversas características dos municípios que, teoricamente, podem impactar nas taxas de extrema pobreza, como: renda, educação, emprego, infraestrutura domiciliar, etc.

As estimativas encontram-se descritas na Tabela 3. Na primeira coluna da tabela observam-se os resultados dos coeficientes estimados por MQO que, na presença de dependência espacial, mostram-se ineficientes, apesar de continuarem não-viesados.

Salienta-se que os testes sobre os resíduos de MQO indicaram também a presença de heteroscedasticidade (Teste de *Breusch-Pagan*) e não normalidade dos mesmos (teste de *Jarque-bera*), o que compromete o processo de inferência estatística que possa ser feita com base nesse método.

A Figura 7 exibe o teste I de Moran para os resíduos do modelo gerado por MQO. O resultado confirma a existência de autocorrelação positiva entre os resíduos (não são independentes), implicando que o fato de uma cidade encontrar-se próxima de outras com baixa taxa de extrema pobreza faz com que esta provavelmente também apresente reduzida taxa. Da mesma forma, uma cidade com alta taxa de extrema pobreza é cercada por cidades que também apresentam altos índices deste indicador.

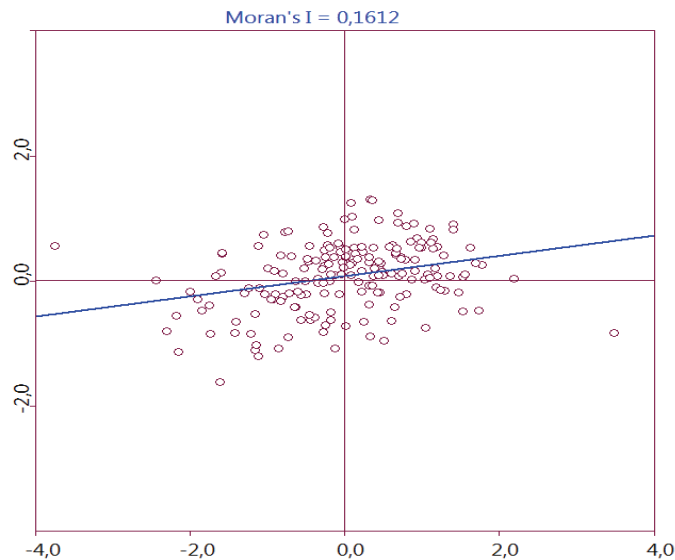


Figura 7: Diagrama de Dispersão de Moran para os resíduos do modelo gerado por MQO, matriz de contigüidade tipo *Queen* de 1ª ordem, significativo a 1%. Fonte: Elaboração dos autores.

Dado que se detectou, na seção anterior, a existência de dependência espacial na taxa de extrema pobreza da população dos municípios cearenses, bem como, autocorrelação espacial dos erros, a estimação foi feita incorporando tal informação, utilizando-se dos métodos de MDE (2ª coluna) e MEE (3ª coluna).

Os modelos apresentaram um bom grau de ajuste, com o coeficiente de determinação (R^2) consideravelmente elevado, tanto quando se usa o método de MQO (0,86), quanto ao se usar as técnicas que levam em conta a dependência espacial, MDE (0,89) e MEE (0,88).

Não obstante, constatou-se que o *Modelo de Defasagem Espacial (MDE)* é o mais indicado para se estudar os determinantes da taxa de extrema pobreza nos municípios cearenses, pois o mesmo possui os maiores valores para os multiplicadores de Lagrange (ML).

Além disso, verificou-se, com base na minimização dos valores dos critérios de informação de *Akaike* (AIC) e *Schwarz* (SC), que o (MDE) possui melhor ajuste, tendo também maior valor para o LIK. Portanto, as inferências serão feitas a partir deste método de estimação. Dito isto, ressalta-se ainda que, com o modelo na forma log-linear, os coeficientes estimados representam as próprias elasticidades, que informam qual a sensibilidade da extrema pobreza com respeito a cada uma das variáveis explicativas incluídas no modelo.

Constata-se que, no modelo MDE, o valor de 0,25 referente ao coeficiente ρ foi significativo a 1% indicando a incorporação de autocorrelação na estimativa, ou seja, que existe dependência espacial significativa e positiva envolvendo a taxa de extrema pobreza dos municípios. Já o coeficiente do erro auto-regressivo espacial (λ), no modelo MEE, também foi altamente significativo e positivo (0,42), indicando que os efeitos não modelados apresentam uma autocorrelação espacial positiva.

Tabela 3: Determinantes da Extrema Pobreza no Estado do Ceará: MQO, MDE e MEE- 2010

Variáveis Explicativas	MQO	MDE	MEE
Renda <i>per capita</i>	-0,590* (0,106)	-0,636* (0,097)	-0,546* (0,105)
Taxa de Analfabetismo	0,673* (0,073)	0,505* (0,074)	0,670* (0,084)
Empregos Formais	-0,122* (0,032)	-0,100* (0,030)	-0,111* (0,031)
Infraestrutura Domiciliar	-0,096*** (0,053)	-0,140* (0,048)	-0,0127* (0,050)
Taxa de Dependência	0,871* (0,138)	0,570* (0,137)	0,669* (0,160)
Constante	1,644 (1,032)	2,917* (0,969)	2,272** (1,072)
ρ	-	0,253* (0,050)	-
λ	-	-	0,426* (0,090)
Estatísticas			
Multicolinearidade	276,3	-	-
Coefficiente de Determinação - R ²	0,867	0,889	0,885
LIK	95,183	108,152	101,871
AIC	-178,363	-202,304	-191,742
SC	-159,076	-179,800	-172,453
Teste Jarque-Bera	9,942*	-	-
Teste Breusch-Pagan	26,887*	40,437*	23,003
ML _{ρ}	25,277*	-	-
MLR _{ρ}	15,096*	-	-
ML _{λ}	11,799*	-	-
MLR _{λ}	1,169	-	-
Nº Obs.	184	184	184

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo 2010. Nota¹: Todas as variáveis estão em logaritmo natural. As estimativas de MQO foram obtidas com correção para Heteroscedasticidade (erros robustos de White). Nota²: Erro padrão entre parênteses. * indica significância a 1%; ** indica significância a 5%; *** indica significância a 10%.

Pode-se observar que todos os coeficientes mostraram-se com resultados esperados *a priori* e estatisticamente significantes. Com base nos coeficientes encontrados, verifica-se que a extrema pobreza varia diretamente com a taxa de analfabetismo e inversamente com o nível de renda *per capita* do município, indicando que tanto o crescimento da renda quanto a elevação dos níveis educacionais médios da população afetam a condição de miséria dos municípios. Ao elevar a renda *per capita* em 10% a taxa de extrema pobreza se reduz em mais de 6%, e caso haja uma redução de 10% na taxa de analfabetismo, o modelo MDE prevê uma queda de mais de 5% no percentual de população em situação de miséria nos municípios. Esse resultado comprova a importância dos investimentos em educação e que promovam o crescimento econômico como ferramenta capaz de retirar pessoas da extrema pobreza.

Sabe-se que a desigualdade é outro componente que poderia ser incorporado nessa discussão, pois, de acordo com Barreto (2005), a pobreza é consideravelmente afetada pela forma como a renda se distribui entre os indivíduos, tendo em vista que, a elevada concentração de renda

impede que os benefícios do crescimento econômico sejam apropriados pelas camadas mais pobres da população.

Além disso, destaca-se ainda o fato de que a desigualdade educacional também pode afetar a pobreza, uma vez que parte da desigualdade de renda pode ser atribuída ao fato de que os indivíduos possuem níveis distintos de capital humano, sendo este distribuído de forma não uniforme entre os indivíduos. No entanto, devido à ausência de dados recentes, não disponíveis ainda no Censo 2010, para desigualdade de renda dos municípios, esta não foi incluída nas regressões. Porém, mesmo assim, os coeficientes de determinação (R^2) encontrados, indicam que quase 90% da variação no logaritmo da taxa de extrema pobreza dos municípios pode ser atribuída às variáveis explicativas incluídas na regressão.

Outro importante determinante da taxa de extrema pobreza é a proporção de pessoas trabalhando com carteira de trabalho assinada, uma vez que, o setor formal geralmente remunera seus trabalhadores com salários maiores. Portanto, políticas e ações públicas voltadas para a inclusão produtiva de pessoas extremamente pobres no mercado de trabalho formal podem reduzir o problema de insuficiência de renda da população cearense. Os resultados apontam que a taxa de extrema pobreza reduz-se em 1%, caso a proporção de trabalhadores formais se eleve em 10%.

A partir dos resultados, percebe-se também que as condições de infraestrutura domiciliar impactam na extrema pobreza de forma que, quanto menor a cobertura dos serviços de água, esgoto e coleta de lixo, maior tende a ser os indicadores de pobreza dos municípios. Tal resultado corrobora com a idéia de que as condições de saúde dos membros de uma população afetam a qualidade da mão-de-obra dos mesmos e, assim sendo, ao afetar a produtividade dos trabalhadores pode elevar a renda e, conseqüentemente, reduzir a chance desses indivíduos estarem abaixo da linha de miséria. A relação entre infraestrutura e pobreza, contata-se, por exemplo, ao se observar que esta é mais concentrada nas áreas rurais dos municípios cearenses, onde ao mesmo tempo se detecta uma menor cobertura dos serviços de infraestrutura domiciliar. Destaca-se que as ações públicas que busquem promover a universalização do acesso aos serviços de saúde e saneamento têm impactos diretos sobre as desigualdades socioeconômicas.

Por fim, observa-se que os municípios que apresentam maior Taxa de dependência, ou seja, aqueles que possuem muitos jovens (com menos de 15 anos) e idosos (com mais de 64 anos), relativamente às pessoas em idade ativa (15 a 64 anos), tendem a possuir também elevados índices de pobreza. Esse resultado está de acordo com esperado, uma vez que, os responsáveis por manter o domicílio, geralmente são pessoas em idade ativa que participam do mercado de trabalho e aferem algum tipo de renda.

5 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve por objetivo estudar a distribuição da extrema pobreza no estado do Ceará em nível municipal. Para tanto, com base nos dados do Censo 2010, recentemente divulgados pelo IBGE, calculou-se a taxa de extrema pobreza para os municípios cearenses. Verificou-se que Fortaleza, Maracanaú, Pacatuba, Eusébio e Horizonte, todos pertencentes à RMF, possuíram os menores percentuais de população em situação de miséria. Por sua vez, Granja, Choró, Croatá, Miraíma e Santana do Acaraú alcançaram os maiores percentuais. Um total de 20 municípios registraram o valor da taxa de extrema pobreza inferior a 15%, enquanto que 76 municípios possuíram índices superiores a 30%, evidenciando grandes disparidades municipais relacionadas à condição de miséria das cidades do Ceará.

Constatou-se a hipótese de que há dependência espacial da taxa de extrema pobreza dos municípios cearenses com base na análise das estatísticas I-Moran Global. Verificou-se também que existe *clusterização* tanto da miséria quanto da riqueza no Ceará, existindo cidades com baixos percentuais de população extremamente pobre cercados de cidades na mesma situação, ou seja, *cluster* de riqueza. Este fato foi observado para os municípios de Aquiraz, Cascavel, Caucaia, Eusébio, Fortaleza, Guaiúba, Horizonte, Itaitinga, Maracanaú, Maranguape, Pacajus,

Pacatuba e Pindoretama, localizados na RMF, Barbalha, Crato e Juazeiro do Norte na região do Cariri, e Jaguaruana, Limoeiro do Norte, Palhano, Quixeré, Russas e Taboleiro do Norte na região do Litoral leste/Jaguaribe.

No tocante aos *clusters* de miséria, isto é, cidades com elevada proporção de sua população com renda domiciliar *per capita* de até R\$ 70 rodeadas de cidades na mesma condição mapearam-se quatro áreas. A primeira encontra-se na região do Cariri, compreendida pelos municípios de Antonina do Norte, Araripe, Assaré, Campos Sales e Potengi. O segundo foi localizado na região Central do Estado, contendo os municípios de Boa Viagem, Canindé, Itatira, Madalena e Monsenhor Tabosa. O terceiro grupo situa-se na região do Sertão dos Inhamuns, composto pelas cidades de Ararendá, Ipueiras, Croatá e Poranga. No litoral Oeste do Ceará encontra-se o quarto grupo de municípios com significativa parcela de população em situação de miséria: Acaraú, Amontada, Barroquinha, Chaval, Granja, Itapipoca, Martinópole, Morrinhos, Senador Sá e Uruoca.

Percebesse, desse modo, a importância de se mapear a extrema pobreza, pois a partir dos mapas elaborados podem-se propor estratégias de desenvolvimento mais efetivas e ações públicas focadas, localizando-se territorialmente *onde* está a população extremamente pobre, bem como os *clusters* de municípios pobres no Ceará.

A análise econométrica mostrou que variações positivas relacionadas à renda *per capita*, taxa de dependência, infraestrutura domiciliar e nível de emprego tendem a resultar em variações negativas na taxa de extrema pobreza, enquanto que variações positivas da taxa de analfabetismo aumentam a proporção da população extremamente pobre das cidades.

Finalmente, cita-se que as ações a serem desenvolvidas pelos municípios, bem como pelo Governo do Estado e o Governo Federal, para o combate a erradicação da extrema pobreza devem levar em consideração a questão da dependência espacial, uma vez que um município com significativa proporção de população extremamente pobre causa influência sobre o seu vizinho. Dessa forma, ao se procurar o desenvolvimento dos municípios dentro de um âmbito regional, deve-se efetuar um planejamento que tenha como meta a cooperação, sobrepujando a competição individualista.

6 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALMEIDA, E. S. **Curso de econometria espacial aplicada**. Piracicaba: ESALQ, 2004. 130p. (Material didático).
- ALMEIDA, E. S., PEROBELLI, F. S. e FERREIRA, P. G. C. “**Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil?**” Revista de Economia e Sociologia Rural, vol. 46, nº 01, p. 31-52, jan/mar, 2008.
- ANDRADE, E., LAURINI, M., MADALAZZO, R., & PEREIRA, P. L. V. **Convergence clubs among Brazilian municipalities**. Economics Letters, nº. 83 pp.179–184, 2004.
- ANSELIN, L. e BERA, A. **Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics**, in Ullah A. e Giles D. E. (eds.) Handbook of applied economic statistics, Marcel Dekker, New York, p. 237-289, 1998.
- ANSELIN, L. **Exploring Spatial Data with GeoDa: a Workbook**. University of Illinois, Urbana-Champaign, 2005.
- ANSELIN, L. **Local Indicator of Spatial Association-LISA**. Geographical Analysis, 27:93-115, 1995.
- ANSELIN, L. **SpaceStat Tutorial**. Urbana-Champaign: University of Illinois, 1992. (mimeo.)
- ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: methods and models**. Kluwer Academic, 1988.
- ANSELIN, L. **Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics**. International Regional Science Review, v. 26, n. 2, p. 153-166, 2003.
- BARRETO, F. A. F. D. **Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade: O que Sabemos Sobre eles?** Série Ensaio Sobre Pobreza, n.1, LEP/CAEN, Fortaleza, 2005.

- BARROS, R. P. **Regional disparities in education within Brazil: The role of quality of education**. IPEA, Texto para Discussão 311, Brasília, 1993.
- BARROS, R. P., CAMARGO, J. M., & MENDONÇA, R. **A estrutura do desemprego no Brasil**. IPEA, Texto para Discussão 478, Brasília, 1997.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. **O índice de Desenvolvimento da Família (IDF)**. Texto para discussão 986. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA, 2003.
- 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., 2007b.
- BORGES, L. **Mapa da pobreza urbana de São José dos Campos - SP**, Anais do XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais - ABEP, Caxambu - MG, 2004.
- BOURGUIGNON, F. **The Poverty-Growth-Inequality Triangle**. World Bank, Washington, DC, 2004.
- CÂMARA, G; MONTEIRO, A; RAMOS, F; SPOSATI, A; KOGA, D. **Mapping social exclusion/inclusion in developing countries: social dynamics of São Paulo in the 1990's**. In JONELLE, D. & Spatially-enabled social science: examples in best practice. New York: Oxford University Press, pp. 223-37.
- CHASCO, C. **Econometría espacial aplicada a la predicción-extrapolación de datos microterritoriales**. Madri (Espanha): Consejería de Economía e Innovación, 2003.
- 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.
- CUNHA, M. B. A. **Mapas de pobreza: avaliação da metodologia e de sua aplicação para retratar a pobreza no Rio Grande do Norte**. Rio de Janeiro: dissertação de mestrado. Escola Nacional de Ciências Estatísticas - ENCE, 2006.
- ELLERY JR., R. & FERREIRA, P. **Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros**. Revista de Econometria, vol.16 n.º.1 pp. 83-103, 1996.
- FERREIRA, A. H. B. **Convergence in Brazil: Recent trends and long-run prospects**. Applied Economics, vol. 32 pp. 479-489, 2000.
- FLORAX, R. J. G. M., FOLMER, H., REY, S. J. **Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology**. Regional Science and Urban Economics. 2003, v. 33, n. 5, p. 557-579.
- GONDIM, J. L., BARRETO, F. A., & CARVALHO, J. R. **Condicionantes de clubes de convergência no Brasil**. Revista Estudos Econômicos, vol. 37 n.º. 1: pp. 71-100, 2007.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3ª ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.
- HADDAD, E. A., PIMENTEL, E. **"Análise da Distribuição Espacial da Renda no Estado de Minas Gerais: Uma Abordagem Setorial"**. Texto para discussão, NEREUS. São Paulo, 2004.
- HADDAD, M. A.; NEDOVIC-BUDIC, Z. **Using Spatial Statistics to Analyze Intra-urban Inequalities and Public Intervention in São Paulo, Brazil**. Journal of Human Development Vol. 7, No. 1, March, 2006.
- HENNINGER, N; SNEL, M. **Where are the poor? Experiences with the development and use of poverty maps**. World Resources Working Institute, Washington, D.C., 2002.
- HOFFMAN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo, Editora da Universidade de São Paulo, 1998.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico 2010**. Disponível na internet: www.ibge.gov.br, acessado dia 05/07/2011.
- IPECE - Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. **Anuário estatístico do Ceará 2010**. Disponível na internet: www.ipece.ce.gov.br, acessado dia 21/07/2011.
- LANGONI, C. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil**. 3ª ed. Rio de Janeiro: FGV, 2005.

- 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.
- MEDEIROS, C. N.; PETTA, R. A.; DUARTE, C. R. **Mapeamento de indicadores socioeconômicos do município de Parnamirim (RN)**. Revista Geografia, v. 30, n. 3. p. 507-524, 2005. ISSN: 0100-7912.
- OLIVEIRA, C. A. **Uma análise espacial dos impactos do crescimento econômico e da concentração de renda na pobreza dos municípios nordestinos na década de noventa**. Anais do XI Encontro Regional de Economia, ANPEC Nordeste, Fortaleza, 2006.
- OLIVEIRA, K. F. **Uma análise espacial da insuficiência e da desigualdade de renda nos municípios sergipanos, 1991-2000**. Anais III Simpósio Regional de Geoprocessamento e Sensoriamento Remoto. Aracaju/SE, 25 a 27 de outubro de 2006.
- PAIVA, W. L. **Desenvolvimento Regional Cearense**. Dissertação de Mestrado. UFC. Fortaleza - CE. Programa de Pesquisa e Pós-Graduação em Economia Rural, 2010. 97p.
- PÉREZ V, G. Jr. **Dimensión espacial de la pobreza en Colombia**. Banco de la República, Documentos de trabajo sobre economia regional, n. 54. Cartagena de Índias, 2005.
- PEROBELLI, F. S., ALMEIDA, E. S., ALVIM, M. I. S., FERREIRA, P. G. C. **“Análise Espacial da Produtividade do Setor Agrícola Brasileiro: 1991-2003”**, Nova Economia, v. 17, p. 65-95, 2007.
- PESSOA, S. **Existe um problema de desigualdade regional no Brasil?** In: Anais do Encontro Nacional de Economia, Salvador. ANPEC, 2001.
- PETRUCCI, A; SALVATI, N; SEGHIERI, C. **The Application of a spatial regression model to the analysis and mapping of poverty**. Environment and natural resources series 07, Roma: FAO, UNI, 2003.
- 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. **Estimação de linhas de indigência e de pobreza: opções metodológicas no Brasil**. In: Henriques, Ricardo (org). Desigualdade e pobreza no Brasil. RJ: IPEA, 2000.
- 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.
- SALVATO, M., DUARTE, A., & CAVALCANTI, P. **Disparidades regionais ou educacionais? Um exercício com contrafactuais**. Mimeografado, 2007.
- SCHULTZ, Theodore William. **Investment in Human Capital**. The American Economic Review, vol. 51, nº. 1, p. 1-17, mar. 1961.
- 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.
- SOUZA, M. R. P. de. **Fatores determinantes do crescimento das regiões: um processo de mensuração**. Tese de doutorado em Engenharia de Produção e Sistemas. Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2004.
- UNDP - **United Nations Development Programme. Poverty Report, 2000**. Disponível em: <http://www.undp.org/povertyreport>.
- ZINI JR., A.. **Regional income convergence in Brazil and its socio-economic determinants**. Economia Aplicada, vol.2 pp. 383-411, 1998.

PERSISTÊNCIA E DINÂMICA DA MOBILIDADE INTERGERACIONAL DE RENDA E EDUCAÇÃO NO ESTADO DO CEARÁ

Áydano Ribeiro Leite¹
Wellington Ribeiro Justo²

RESUMO

Historicamente observa-se a manutenção dos índices de desigualdade de renda e educação, sobretudo entre as décadas de 1980 e 1990, no Brasil. Uma das razões para esta relativa estabilidade é a baixa mobilidade intergeracional educacional e de renda. O presente artigo tem como objetivo analisar a mobilidade intergeracional de educação e renda, buscando a identificação dos seus determinantes no estado do Ceará no período 1996 a 2009. A avaliação da dinâmica intergeracional educação e renda foi feita através das matrizes de transição markovianas. Por outro lado, a análise dos determinantes da dinâmica intergeracional foi realizada através de um modelo econométrico logit ordenado. Os resultados sugerem que ao longo do período de estudo houve uma redução da desigualdade educacional e de renda no Ceará. Em paralelo, observa-se um aumento da mobilidade intergeracional educacional e de renda caracterizada por uma expansão na média de anos de estudo, retração da persistência de pais de baixo nível de renda e uma sensível queda da persistência educacional dos pais analfabetos. Os resultados do modelo paramétrico indicam que existe uma forte influência da localização geográfica, dos aspectos raciais e de gênero, além dos atributos educacionais e de renda dos pais sobre a trajetória de educacional e determinação da renda dos filhos.

Palavras-Chaves: Matrizes Markovianas; Mobilidade Intergeracional; Capital Humano; Logit Ordenado.

ABSTRACT

Historically there is the maintenance of unequal rates of income and education, especially between the 1980 and 1990 in Brazil. One reason for this relative stability is the low intergenerational mobility of education and income. This article aims to analyze the intergenerational mobility of education and income, seeking to identify its determinants in the

¹ Mestre em Economia pela UFPB, Professor Assistente do Departamento de Economia da URCA, Universidade Regional do Cariri (URCA).

Rua João Francisco Sampaio nº175, Conjunto Nossa Senhora de Fátima, Barbalha-CE. e-mail:

economistaaydano@yahoo.com.br.

Tel: (88) 9212-8120

² Doutor em Economia pelo PIMES-UFPE, Professor Adjunto do Departamento de Economia da URCA, Universidade Regional do Cariri (URCA).

Rua Nelson Alencar nº490, Centro, Crato-CE. e-mail: justowr@yahoo.com.br

Tel: (81) 8848-1898

state of Ceará in the period 1996 to 2009. The evaluation of the dynamic intergenerational education and income was performed using Markov transition matrices. On the other hand, the analysis of the determinants of intergenerational dynamics was performed using an ordered logit econometric model. The results suggest that during the study period there was a reduction in educational inequality and income in Ceará. In parallel, there is an increase in intergenerational mobility of income and education characterized by an expansion in average years of schooling, the continuing shrinkage of parents of low income and a sharp decline in educational persistence of illiterate parents. The results of the parametric model indicate that there is a strong influence of geographic location, the racial and gender aspects, in addition to income and educational attributes of the fathers upon the path of education and income determination of the children.

Key Words: Markovian Matrices, Intergenerational Mobility, Human Capital; Ordered Logit

1. INTRODUÇÃO

No período recente uma das questões de maior relevância no âmbito acadêmico tem sido as discussões em torno das desigualdades sociais. Associado a este processo deve-se relevar a má distribuição de renda e educação evidenciadas no comportamento do Índice de Gini. Conforme aponta Pastore e Silva (1999), dentre cerca de 120 países em todo mundo para os quais existem informações relevantes sobre o grau de desigualdade na distribuição de renda, mais de 90% apresenta um nível de desigualdade inferior ao Brasil, colocando-o numa posição das nações de maiores iniquidade no mundo.

Entretanto nos últimos anos observa-se significativa redução das desigualdades de renda e educação no país. Segundo Soares (2006), entre os anos de 2001 e 2004 os indicadores de desigualdade de renda sinalizam uma forte queda. Neste aspecto Hoffmann (2006), discorre sobre uma série de fatores estruturais ocorridos no país a partir dos anos de 1990, que podem explicar tal mudança, dentre os quais: abertura comercial, estabilidade monetária, consolidação de diversos programas sociais, expansão dos serviços educacionais, entre outros.

Destarte, dentro da dicotomia distributiva entre renda e educação um ponto importante a ser considerado diz respeito à relação entre a mobilidade intergeracional³ de renda e educação e, o grau de persistência⁴ relacionado. A preocupação aqui reside no fato da transmissão das desigualdades entre gerações, no sentido de que até que ponto, filhos de pais pobres ou analfabetos alcancem a mesma condição inicial do *status* de renda e educação dos mesmos.

Figueirêdo *et al.* (2007) admitem que nas últimas décadas o Brasil experimentou um crescimento da mobilidade intergeracional de educação associado a melhoria dos indicadores sociais. Ainda de acordo com o mesmo autor esta mobilidade caracterizou-se, sobretudo, pela a expansão da média de anos de estudo seguida da redução das desigualdades educacionais. Seguindo esta linha de raciocínio Ferreira e Veloso (2003), analisaram a mobilidade intergeracional de educação no Brasil, concluindo haver significativa transmissão educacional entre gerações com conseqüente persistência das desigualdades educacionais.

Por outro lado, considerando o grau de persistência e mobilidade intergeracional de renda, Pero e Szerman (2005) concluem que o Brasil é o país com menor mobilidade de renda, em comparação com os países desenvolvidos. Ferreira e Veloso (2004) mostram que o grau de mobilidade

³ Comparação entre a posição educacional ou de renda da geração anterior em relação à atual. Ou seja, a o nível educacional ou de renda do filho dado a condição educacional do pai.

⁴ Grau de influência dos pais sobre a trajetória dinâmica da educação e de renda dos filhos.

intergeracional dos salários é baixo e variável ao longo do tempo, podendo está associado à baixa mobilidade de educação.

O presente artigo tem como principal objetivo analisar o grau de persistência e a mobilidade intergeracional de renda e educação para o estado do Ceará e, investigar os principais determinantes desta dinâmica. A escolha da região geográfica para análise se deu em função da importância da mesma está localizada no Nordeste que em geral os trabalhos empíricos evidenciam como a região de maior desigualdade comparativa em relação às demais que compõe o país. Por outro lado, dentro da literatura especializada não se observa trabalhos específicos nesta área aplicados ao estado do Ceará.

O trabalho está dividido em três seções, além da introdução e conclusão, onde no primeiro momento enfocou-se as abordagens empíricas onde está explícita a dinâmica educacional e de renda através de trabalhos pertinentes a mobilidade de educação e renda, inclusive com aplicações ao caso brasileiro. Na segunda será apresentada a metodologia empírica adotada, abordando a descrição das matrizes de probabilidade e o modelo paramétrico adotado. Por último, foram analisados os resultados empíricos de acordo com a metodologia supracitada e procedendo-se a análise voltada exclusivamente ao estado do Ceará.

2. REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Evidências sobre a mobilidade intergeracional de renda e educação no Brasil

Quando se trata de questões relacionadas às desigualdades de renda e educação no Brasil e suas divergências entre as regiões brasileiras, tem-se à disposição extensa literatura empírica. Entretanto, quando se trata especificamente de aspectos relacionados ao estudo da mobilidade intergeracional de renda e educação no Brasil, observam-se poucos estudos direcionados neste sentido.

Assim, um primeiro ponto a ser considerado são os testes empíricos realizados sobre mobilidade social. Pastore e Silva (1999) observaram em seus estudos um elevado grau de mobilidade social no Brasil, onde o *status* social do pai é de importância fundamental na determinação do *status* social do filho. Estes autores utilizam dados das PNADs, dos anos de 1973, 1982 e 1996. Para análise dos resultados sobre a mobilidade social ao qual chega os pesquisadores, devem-se fazer algumas considerações.

Em primeiro lugar, o conceito de mobilidade utilizado por Pastore é distinto daquele explicitado dentro das pesquisas no âmbito da economia, ou seja, tais conceitos admitidos pelos os autores é mais direcionado às pesquisas na área sociológica. Neste sentido, para Pastore *et al* (1999), se em uma primeira sociedade os filhos apresentam maior probabilidade de se inserir em classe social distinta da dos pais, então uma sociedade explícita maior mobilidade social que a outra. Se a classe social dos pais na primeira sociedade exerce um menor efeito na determinação da classe social dos filhos, então esta sociedade apresenta uma mobilidade superior à outra.

Um segundo aspecto a ser considerado, é que a medida de status ocupacional identificado nas poucas pesquisas existentes revelou um valor menor, quando comparados a outras medidas de persistência. Zimmerman (1992), por exemplo, apresentou em sua pesquisa uma persistência de status ocupacional de 0,3 inferior, portanto, a persistência da renda do trabalho de 0,5.

Behrman, Gaviria e Székely (2001) em seus estudos sobre mobilidade intergeracional educacional, mostram que a mobilidade tanto para homens como para mulheres no Brasil vem sofrendo forte expansão, principalmente para *os coortes* mais jovens. Ainda neste sentido, identificam consequentemente baixa mobilidade educacional para o país, associada à elevada persistência educacional que gira em torno de 0,70. Isto significa que se o pai tem 1 ano de estudo acima da média, seu filho terá um valor esperado de 0,70 ano de estudo acima da média. Contrariamente, em países de economias mais dinâmicas, este índice varia em torno de 0,25 e

0,35 como é o caso dos Estados Unidos que apresenta menor nível de persistência e, portanto, maior mobilidade.

Considerando apenas o grau de mobilidade educacional, Ferreira e Veloso (1996) avaliam a transmissão intergeracional de educação entre as várias regiões do país. O enfoque principal estaria no diferencial da mobilidade entre o Sudeste, que é uma região de economia mais dinâmica, e o Nordeste, que é a região que apresenta um menor dinamismo e, portanto, uma maior desigualdade social. No Sudeste a probabilidade de um filho de um pai sem escolaridade permanecer no mesmo nível educacional do pai gira em torno de 21%. Por outro lado, para o Nordeste esta mesma probabilidade apresentou um grau de 54%.

De acordo Figueiredo *et al.* (2005), considerando apenas os estados brasileiros, vê-se claramente uma redução da dispersão do nível educacional dos indivíduos em relação à média nacional. Em consequência disto, observa-se redução na desigualdade com relação aos níveis de capital humano. Ainda aqui, evidencia-se que a mensuração do nível de acumulação capital humano, de acordo com as matrizes de transição educacional, mostra significativa variação dependendo da região em análise.

Destarte, ao se tratar de aspectos relacionados à mobilidade intergeracional de renda, alguns trabalhos tem evidenciado para o caso brasileiro uma forte persistência intergeracional associado à baixa mobilidade entre gerações com forte variabilidade entre as regiões.

Dunn (2004) observa em suas estimativas de mobilidade, que o Brasil apresenta uma das maiores imobilidades de renda entre os países aos quais foram pesquisados. Ainda neste sentido, Pero e Szman (2008), ratificam os resultados através das matrizes de transição, que apontam o Brasil com uma mobilidade de renda inferior aos países desenvolvidos.

Ferreira e Veloso (2006) mostram que a mobilidade intergeracional de salários no Brasil é muito baixa e que aspectos relacionados à restrição do crédito, apresentam forte relação com a transmissão intergeracional.

No trabalho de Figueiredo *et al.* (2005), tem-se uma análise comparativa entre as regiões brasileiras, onde se infere significativo diferencial de mobilidade de renda entre as regiões mais dinâmicas e aquelas que apresentam um menor dinamismo econômico. Assim, evidenciou-se uma menor mobilidade e maior persistência dos *quartis* inferiores de renda no Nordeste e Norte em comparação as regiões Sul e Sudeste.

Ademais, outro fator relevante sobre a mobilidade e distribuição de renda são os chamados choques tecnológicos. Figueiredo *et al.* (2007), admite que este processo possa interferir no perfil da demanda por mão de obra, gerando níveis de polarização de renda, quando o ambiente geográfico, ou seja, uma região possuir elevado grau de desigualdade. A tendência decorrente, é que indivíduos mais qualificados possam ser beneficiados em detrimento daqueles de menor qualificação, elevado a desigualdade salarial no curto prazo. Entretanto, ao longo do tempo a acessibilidade e o aprendizado das novas tecnologias tendem a amenizar este problema no espaço de tempo mais longo, reduzindo a importância dos aspectos qualitativos da mão de obra.

3. METODOLOGIA

3.1 Matrizes de Transição Markovianas

O método empírico utilizado com a finalidade de averiguar a mobilidade intergeracional educacional, ou seja, seus aspectos dinâmicos baseiam-se em uma função de densidade por intermédio das cadeias de Markov.

Para Geweke, Marshall e Zarkin (1986) uma cadeia de Markov representa um processo estocástico com evolução ao longo do tempo, com a probabilidade $P^{i,j}$ de uma variável aleatória X estar em um estado j em qualquer ponto no tempo $t+1$, dos estados em períodos anteriores. Assim pode - se inferir que:

$$P\{X(t+1) = j / X(0) = i_0, \dots, X(t-1), X(t) = i\} = P\{X(t+1) = j / X(t) = i\} = p_{i,j} \quad (1)$$

Assume-se, portanto, que o processo Markoviano ao longo do tempo seja constante, onde a cadeia de Markov é determinada pela matriz de transição, representada a seguir:

$$\pi = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \dots & P_{1N} \\ P_{21} & P_{22} \dots & P_{2N} \\ \dots & \dots & \dots \\ P_{N1} & P_{N2} \dots & P_{NN} \end{pmatrix}, \text{ com } p_{ij} \geq 0, \sum_{j=1}^N p_{ij} = 1, 0 \quad (2)$$

A matriz representa as N^2 probabilidades de transição $p_{ij} = (i, j = 1, \dots, N)$ e a distribuição inicial $h_0 = (h_{10}, h_{20}, \dots, h_{N0})$, $\sum_j h_{j0} = 1$, descreve as probabilidades iniciais.

Conforme defendem Galor e Tsiddon (1997), a confiabilidade da estimação das probabilidades de transição depende de dois aspectos importantes: primeiro, os dados utilizados no trabalho, para gerarem o processo Markoviano, devem satisfazer os pressupostos da teoria relacionada às cadeias de Markov. Em segundo lugar, as estimativas devem ser baseadas em um número suficientemente grande de observações.

3.2 O Modelo Econométrico

Com o objetivo de identificar os principais determinantes da mobilidade intergeracional de educação e renda no Estado do Ceará, optou-se pela utilização de um modelo Logit Ordenado (LONG, 2006). Dentro dos modelos de escolha qualitativa, este se mostrou ser o mais adequado, em função da variável resposta apresentar um comportamento hierarquizado.

Mais especificamente a escolha decorreu em função de dois fatores mais importantes. O primeiro, diz respeito ao fato dos estratos de educação e renda seguirem uma ordenação natural, divididos em quatro estratos. Em segundo lugar, este tipo de modelagem econométrica ajusta-se de forma simples nas pesquisas em que se utilizam grandes amostras. Por outro lado, uma restrição deste tipo de ferramenta empírica é o fato das regressões serem paralelas, onde isto é o chamado pressuposto das razões proporcionais. Isto ocorre em função da simplicidade do ajuste do modelo, ao qual considera para diferentes categorias de educação os mesmos coeficientes angulares.

Para estimação do modelo, adotou-se variáveis *dummies* para os atributos pessoais do filho, como 1 para sexo masculino e 0 para o gênero feminino. Em relação ao aspecto racial utilizou-se uma *dumme* 1 para os filhos declarados brancos e 0 para os demais níveis raciais. Quanto a localização geográfica dos indivíduos admite-se o valor 1 para às áreas urbanas e 0 para a localização rural.

Posto isto, de acordo com Cameron e Trivedi (2005), tem-se duas estratégias empíricas alternativas dentro dos modelos logísticos, que são: o *Logit Multinomial* e o *Logit Generalizado*. Ambos os modelos, resolvem o problema das razões proporcionais. Entretanto a primeira modelagem não considera a natureza ordinal da variável resposta e, portanto depende da hipótese da independência das alternativas irrelevantes. O segundo modelo pode gerar previsões negativas de probabilidade, em função das dificuldades de ajustamento para grandes amostras. Assim, dadas estas restrições adotou-se o método mais simples para as estimativas.

Destarte, o modelo pode ser especificado da seguinte forma:

$$Y_i = \beta Z_i + v_i \quad (3)$$

Onde: Y_i é uma variável contínua e representa o grau de educação e renda dos filhos, Z_i é um vetor de atributos dos filhos e da família, sendo β um vetor de coeficientes. Ainda com relação à equação v_i é um termo estocástico com distribuição logística. Ademais, conforme a equação (3) tem-se que $D_i = j$ se, e somente se, $\mu_{j-1} \leq Y_i \leq \mu_j$, onde $\mu_0 = -\infty$, $\mu_5 = \infty$ e μ_j delimitam intervalos para variável contínua Y_i porque são parâmetros limiares, onde em conjunto com β são estimados a partir de $j-1$, que estão implícitos no processo de maximização na função de pseudoverossimilhança, onde o intercepto não é identificado no modelo. Com isto, a probabilidade de um filho com determinada característica Z_i está associado ao nível de educação j é dada por $(D_i = j) = F(\mu_j - \beta Z_i) - F(\mu_{j-1} - \beta Z_i)$, sendo $F(.)$ uma função de distribuição logística.

3.3 Descrição das Variáveis

A base de dados utilizada nesta pesquisa para os procedimentos de estimação foi baseada nas informações da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar) no período de 1996 a 2009. Os dados apresentam diversas informações socioeconômicas dos indivíduos residentes nos domicílios entrevistados. Estas pessoas entrevistadas têm sua condição no domicílio (Filho) em relação ao responsável pelo mesmo (chefe). Assim, cada indivíduo dentro da base de dados é identificado pelo código específico de cada domicílio.

Neste sentido, reorganizou-se a amostra dividindo as informações em três bancos de dados específicos, onde o primeiro contém as informações relativas aos filhos, no segundo estaria as dos chefes dos domicílios (Pais), e o último banco de dados composto por informações do cônjuge (Mãe). Posto isto, obteve-se um conjunto de informações dos filhos e as características dos chefes de cada domicílio, e respectivamente dos cônjuges. Este processo foi resultante da conjunção da base de dados dos filhos com as demais. Dada esta reorganização da base de dados, todo filho possui informações sobre as características do chefe do domicílio, já que cada um em particular possui um responsável de acordo com a metodologia adotada pelo IBGE.

Assim, para as estimativas empíricas foi admitida uma série de atributos para os filhos, chefes do domicílio e cônjuges. Os níveis de educação, por exemplo, foram divididos em quatro estratos de categoria segundo os anos de estudo, onde no primeiro estrato estariam os indivíduos com escolaridade entre 0 e 4 anos, e o quarto e último estrato englobariam as pessoas com grau de escolaridade entre 12 e 15 anos de estudo. Os estratos de renda foram divididos nos seguintes *quartis*: 0-25% onde se enquadra os indivíduos de níveis inferiores de renda, e 75-100% em que estão incluídos aqueles de faixa de renda superiores.

Destarte para a estruturação das matrizes de transição, considerou-se os estratos educacionais e de renda dos pais e dos filhos respectivamente. Em relação à estimação do modelo econométrico, este foi estruturado especificamente para os anos extremos, ou seja, 1992 e 2009, para o estado do Ceará. O objetivo central da modelo paramétrico foi identificar os principais determinantes da mobilidade intergeracional de renda e educação. Para tanto, utilizou-se as seguintes variáveis: região urbana e metropolitana, sexo e raça declarada do filho, sexo, anos de estudo e raça declarada dos pais, além da renda per capita familiar.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

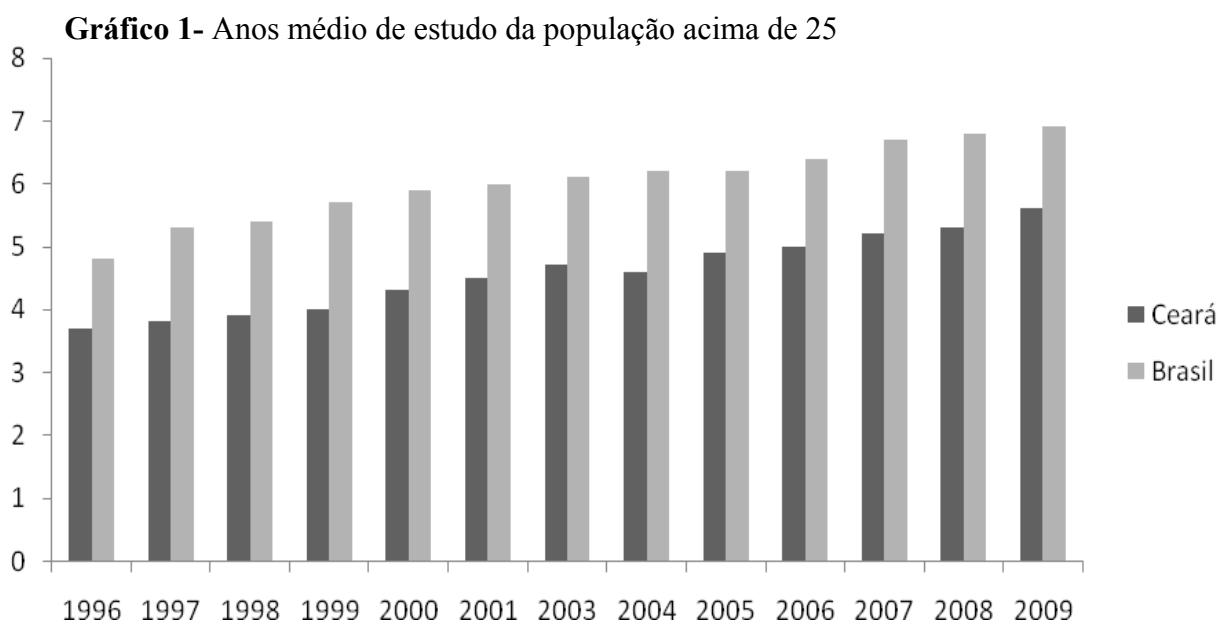
Nesta seção a discussão dar-se-á sobre os resultados empíricos inferidos, utilizando-se a análise de alguns indicadores de renda e educação, além da estimação das matrizes de probabilidade de Markov e do modelo econométrico *Logit Ordenado*.

No primeiro momento a análise se desdobrará sobre a média educacional da população acima de 25 anos, os Índices de Gini para educação e renda e, a renda per capita familiar, procedendo a uma comparação entre o estado do Ceará e Brasil. Posteriormente, serão avaliadas as matrizes de transição para renda e educação e a dinâmica da mobilidade de ambas as variáveis. Por fim, com o intuito de identificar os principais determinantes da mobilidade intergeracional de renda e educação, recorreu-se ao modelo econométrico, estimando-se os parâmetros para os anos de 1996 e 2009.

4.1 Avaliação da Relação entre Educação e Desigualdade de Renda

O objetivo inicial da pesquisa foi avaliar e relacionar importantes indicadores de desigualdade de renda e educação. As evidências empíricas apontam que de fato o papel da educação é fundamental ao entendimento da desigualdade de renda, existindo uma forte correlação entre ambos os processos, decorrente principalmente por dois fatores. O primeiro seria a expressiva desigualdade de educação entre os trabalhadores e, o segundo decorreria em função do elevado prêmio à educação⁵.

O gráfico 1 mostra a evolução da escolaridade média da população acima de 25 anos para Brasil e Ceará, cujo crescimento foi respectivamente de 2,1 e 1,9 anos, entre 1992 e 2009.



Neste sentido, embora o indicador apresente um comportamento crescente e praticamente linear nas áreas pesquisadas, ao longo dos anos observa-se que relativamente à média de escolaridade do estado do Ceará permaneceu aquém da evidenciada para o Brasil.

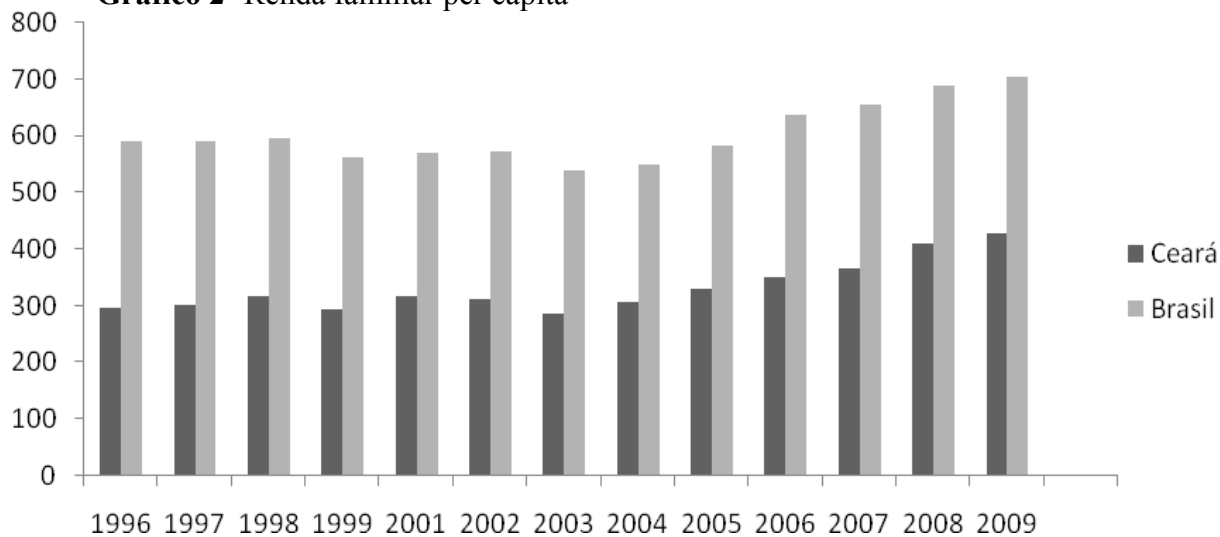
Para Ferreira e Veloso (2005), vários são os fatores que explicam a expansão da escolaridade média, como por exemplo, o crescimento da oferta de ensino em todos os níveis decorrente da expansão dos investimentos públicos e privados, conjugado as necessidades de qualificação dos indivíduos exigidos pelo mercado de trabalho. Deve-se ressaltar que o indicador analisado não reflete de forma precisa o grau de qualificação da sociedade, mas descreve a inserção da população quanto ao nível básico de escolarização.

⁵ É o mesmo que o Prêmio à Escolaridade, referindo-se à taxa de retorno bruto do capital humano, na medida em que não se considera os custos diretos de estudar.

Destarte, boa parte dos estudos mostra que em média 30% da desigualdade de renda no Brasil, pode ser explicada pelas diferenças de educação. De acordo com Barros e Mendonça (2000), 39,5% das variações nos salários são decorrentes das desigualdades de educação.

Assim, espera-se que o diferencial de níveis de educação também possa afetar a renda per capita domiciliar. O gráfico 2 explicita a dinâmica desta variável cuja tendência de crescimento veio ocorrer de forma mais perceptível a partir do ano de 2003.

Gráfico 2- Renda familiar per capita

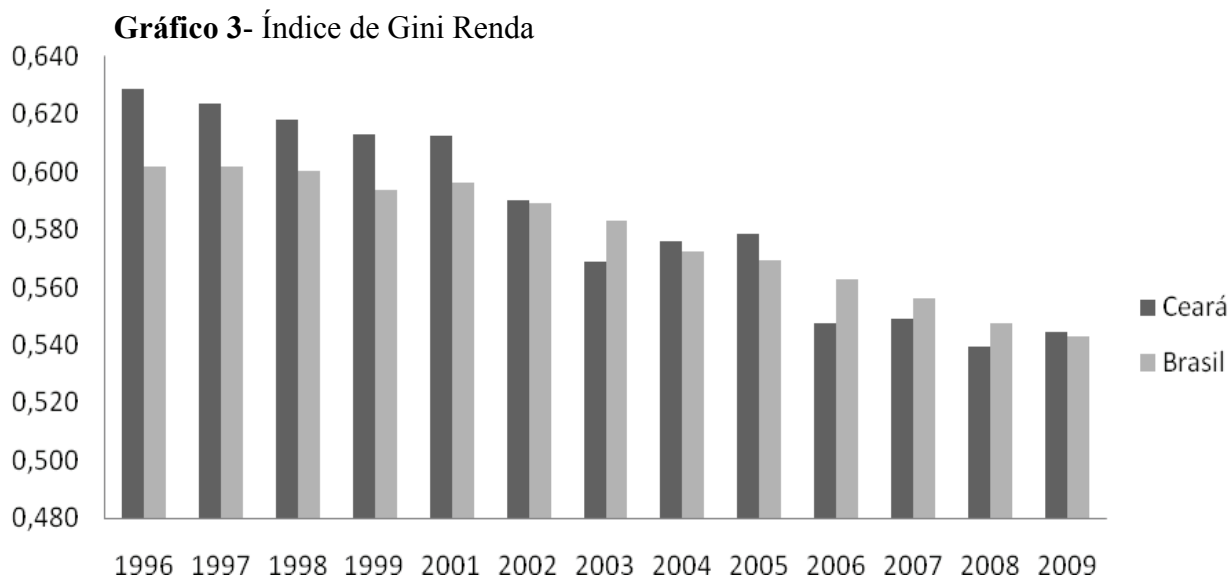


Comparativamente ao gráfico 1 que apresenta a média de anos de educação, a expansão da renda per capita das famílias se deu na mesma direção e, principalmente no mesmo período. Ainda assim, o estado do Ceará permaneceu abaixo da média nacional, embora se observe significativa ascensão da renda domiciliar de aproximadamente 30% entre 2003 e 2009. Para o Brasil a mesma variável apresentou no mesmo espaço temporal um crescimento positivo de mais de 40%, portanto, superior à média proporcional em relação ao Ceará.

Segundo Barros e Mendonça (2000), uma distribuição é caracterizada por duas dimensões. Em primeiro lugar por uma medida de posição (média ou mediana, por exemplo) e uma de dispersão (desvio padrão ou variância). Para o caso da distribuição de renda, o processo é similar, onde a primeira medida está intimamente relacionada com a renda per capita familiar, refletindo a idéia de eficiência econômica e, por representar o grau de equidade na divisão da renda total.

Ademais, mesmo considerando a importância da renda per capita como variável representativa do nível de bem estar, quando se considera o problema distributivo, a discussão volta-se para as questões pertinentes à desigualdade. Esta por sua vez, tradicionalmente é analisada a luz do coeficiente de Gini, onde seu valor varia entre 0 e 1. Assim, o indicador igual a 0 aponta uma perfeita desigualdade de renda. Por outro lado, na medida em que o seu valor se aproxima de 1, tem-se o crescimento das desigualdades.

O fenômeno da desigualdade de renda para o Brasil e o Ceará pode ser observado pelo Índice de Gini para renda no Gráfico 3 entre 1996 e 2009, excetuando o ano de 2000, ao qual não se dispõem de dados por se tratar de um ano censitário.



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do IPEA

Conforme o gráfico, o indicador evidencia a queda da desigualdade de renda para o Ceará e Brasil ao longo do período. Entre os anos de 1996 e 2001, vê-se certa estabilidade da desigualdade e, a proporção da diferença do Índice entre as áreas pesquisadas era mais acentuada. A partir do ano de 2002 essa mesma proporção cai de forma acentuada, indicando a redução da desigualdade proporcional de renda do Ceará em relação ao Brasil, especialmente no ano de 2009. De acordo com dados do IPECE (2010), neste mesmo ano, o valor identificado do índice foi de 0,543 para o Ceará e de 0,540 para o Brasil.

Os resultados apresentados no gráfico 3 são corroborados pela pesquisa realizada por Loureiro (2007), concluindo que no mesmo período, a queda da desigualdade de renda no estado do Ceará foi significativamente maior que o resto do país, sendo que a redução se situou em 8,73%, enquanto que o Brasil apresentou reduções de 4,48%.

4.2 Dinâmica da Mobilidade Intergeracional de Renda e Educação no Estado do Ceará

Quando se trata da mobilidade intergeracional de educação, o objetivo é analisar os aspectos dinâmicos da transmissão educacional entre gerações. O que se pretende investigar é a condição educacional do filho em relação à posição educacional do pai, avaliando o comportamento da mobilidade educacional ao longo do tempo. Para tanto, utilizou-se o modelo de Markov de transmissão educacional entre gerações. A hipótese básica do modelo é que a educação dos filhos seja uma função do nível de capital humano dos pais.

A estrutura das matrizes se deu com base em dados amostrais das PNAD's entre 1996 e 2009. Ademais, as mesmas foram divididas em quatro estratos educacionais relacionando o nível de educação do filho, com o grau de escolaridade dos pais, sendo os mais relevantes para a nossa análise o primeiro e último estrato. Neste aspecto, dentro do primeiro estrato educacional estão os indivíduos que apresentam um nível educacional entre 0 e 4 anos de escolaridade, ou seja, os menores níveis de escolaridades. No último estrato estão aqueles de maiores níveis de educação, onde se considerou uma média de escolaridade entre 12 e 15 anos de estudo.

A tabela 1 mostra as probabilidades da mobilidade intergeracional para o Ceará entre os anos de 1996 e 2009. Analisando especificamente o ano de 1996, a chance de um filho de um pai que estivesse na condição educacional do primeiro estrato (0-4 anos de estudo) permanecer no mesmo, era de aproximadamente 64,05%. Ainda no mesmo período e, considerando as mesmas

condições a chance de um filho alcançar o grau de educação mais elevado era de apenas 3,32%. Tais resultados apontam elevada persistência intergeracional para o estrato inferior de educação, ou seja, filhos de pais de baixo grau de escolaridade apresentam elevada probabilidade de se situarem na mesma condição dos mesmos.

Tabela 1: Mobilidade Intergeracional de Educação no Ceará – 1996-2009

Estrato Educacional dos Filhos- 1996						
		(1)	(2)	(3)	(4)	Total
Estrato educacional dos Pais	(1)	64,35	17,45	14,88	3,32	100,00
	(2)	21,18	23,64	42,03	13,15	100,00
	(3)	17,84	9,31	37,12	35,73	100,00
	(4)	1,46	8,85	21,21	68,48	100,00
Estrato Educacional dos Filhos- 2009						
		(1)	(2)	(3)	(4)	Total
Estrato educacional dos Pais	(1)	38,16	24,13	28,59	9,12	100,00
	(2)	9,41	15,62	56,25	18,72	100,00
	(3)	1,24	10,03	47,39	41,34	100,00
	(4)	2,21	1,81	18,64	77,34	100,00

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados das PNAD's

Em relação ao ano de 2009, a persistência educacional de pais de menor escolaridade sobre a trajetória educacional do filho diminuiu praticamente pela metade. Assim, ao contrário do que se observa para 1996, a chance do filho de pais que estivessem no estrato de educação inferior atingir o mesmo estrato foi de 38,16% e, de 9,12% dadas às mesmas condições de alcançarem o estrato educacional superior.

De acordo com as matrizes de Markov explicitadas na tabela 1, o grau de mobilidade intergeracional de educação sofreu uma significativa melhora entre os anos analisados no estado do Ceará. Isto significa que os indivíduos ao longo do tempo estão tendo menor dificuldade de alcançarem o nível de educação superior independentemente da instrução educacional dos pais.

Destarte, para fins de análise da mobilidade intergeracional de renda dividiu-se os intervalos em quatro percentis, ou seja, 0-25; 25-50; 50-75; 75-100. A tabela 2 apresenta o comportamento dinâmico da mobilidade de renda para o estado do Ceará indicando a probabilidade de um filho atingir um determinado quartil de renda em relação ao quartil de renda do pai.

Assim, o primeiro quartil de renda explicita elevado grau de persistência intergeracional, onde a probabilidade do filho de um pai de baixa renda atingir este quartil era de 84,23%. Isto implica forte influência dos pais incluídos neste estrato inferior de renda sobre a trajetória de bem-estar dos filhos. Por outro lado, considerando este mesmo período, a chance do filho atingir o quartil de renda superior, dado que o pai esteja no mesmo era de aproximadamente 17,05%.

Tabela 2: Mobilidade Intergeracional de Renda no Ceará – 1996-2009

Estrato renda dos Filhos- 1996						
		(1)	(2)	(3)	(4)	Total
Estrato de Renda dos Pais	(1)	84,23	10,02	4,12	1,63	100,00
	(2)	71,21	18,13	8,08	2,58	100,00
	(3)	59,01	21,15	14,96	4,88	100,00
	(4)	52,91	18,22	11,82	17,05	100,00
Estrato renda dos Filhos- 2009						
		(1)	(2)	(3)	(4)	Total
Estrato de Renda dos Pais	(1)	58,13	25,14	12,65	4,08	100,00
	(2)	41,02	32,13	20,27	6,58	100,00
	(3)	32,83	29,74	24,32	13,11	100,00
	(4)	12,21	21,34	25,27	41,18	100,00

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados das PNAD's

Comparando os resultados obtidos entre os anos de 1996 e 2009, têm-se uma redução das probabilidades do primeiro estrato de renda e, conseqüentemente uma expansão da probabilidade do estrato de renda superior. Esta mudança dinâmica na estrutura de mobilidade de renda no Nordeste corrobora o que foi demonstrado através do Índice de Gini, cuja tendência foi de queda ao longo do período estudado, ou seja, houve uma redução das desigualdades de renda e expansão de sua mobilidade. Ainda com relação à mobilidade de renda, a chance de um filho de pai de nível de renda mais baixo alcançar um patamar de renda mais elevado elevou-se de 1,63% em 1996 para 4,08% em 2009. Este processo mostra de forma clara a queda da influência de pais de renda inferior sobre a trajetória e determinação da renda futura dos filhos.

Dado os resultados comparativos entre as duas tabelas, pode-se tirar conclusões importantes sobre a estrutura de mobilidade de renda para o Ceará. Os dados explicitados mostram que a relação entre a renda do pai e a renda do filho, não apresenta um comportamento linear, já que há significativa variabilidade ao longo dos anos da transmissão intergeracional de renda entre os pais e filhos.

4.3 Determinantes das Mobilidades de Renda e Educação

Com o objetivo de identificar os principais determinantes do grau das mobilidades de renda e educação, utilizou-se como estratégia empírica, o modelo econométrico *Logit Ordenado*. Para tanto se estimou os parâmetros considerando como variáveis dependentes os estratos educacional e de renda do filho, com o intuito de identificar possíveis mudanças nos efeitos ou direção das variáveis sobre a dinâmica da mobilidade de renda e educação. As tabelas 6 e 7 evidenciam os resultados das estimações do modelo, respectivamente, para os possíveis determinantes da mobilidade intergeracional de educação e renda para o Ceará.

A tabela 6 explicita as estimações do *Logit Ordenado* para mobilidade educacional nos dois períodos: 1996 e 2009. Todos os coeficientes das variáveis explicativas nas duas regressões foram significantes do ponto de vista estatístico. Exceto a *dummy* Região Metropolitana e a variável

Renda per Capita Familiar no ano de 2009 que foram significantes a 5%, enquanto as demais variáveis mostraram-se ser eficientes a 1%.

Tabela 6: Principais Determinantes da Mobilidade Intergeracional de Educação Ceará– 1996-2009

1992				2009			
Variáveis	Coefficientes	Erro Padrão	Prob	Variáveis	Coefficientes	Erro Padrão	Prob
Reg.Urbana	1,016	0500	0,000	Reg.Urbana	0,614	0584	0,000
Metropolitana	0,611	0279	0,000	Metropolitana	0,072	0620	0,031
Sexo	-0,362	0270	0,000	Sexo	-1,051	0516	0,000
Raça	0,816	0505	0,000	Raça	0,236	0615	0,000
Raça-Pai	0,402	0405	0,005	Raça-Pai	0,065	0599	0,000
Anos edu-Pai	0,593	0045	0,000	Anos edu-Pai	0,116	0076	0,000
Raça-Mãe	0,424	0427	0,008	Raça-Mãe	0,011	0570	0,006
Anos edu-Mãe	0,206	0048	0,000	Anos edu-Mãe	0,009	0072	0,005
Renda Familiar Per Capita	0,046	0023	0,000	Renda Familiar Per Capita	0,214	000095	0,041

Observações 21054

Observações 19362

LR estatística(10) 9713.46 Prob> chi 2 = 0,000 **LR estatística(10)** 4258.10 Prob> chi =0,000

Pseudo R2 0,2447

Pseudo R2 0,2201

Fonte: Elaboração de Acordo Com a Amostra das PNAD's

De acordo com os resultados a mobilidade intergeracional de educação no Ceará é fortemente afetada pelo fato dos indivíduos pertencer ou residir em uma região metropolitana, área urbana, ser declaradamente branco, filho de pai e mãe brancos e do sexo feminino.

Por outro lado, a mobilidade intergeracional de educação também é afetada de forma positiva pela *Renda Per Capita familiar* e, com o nível educacional dos pais. Isto significa que pais de maior grau de educação, tenderão a transmitir de forma intergeracional este atributo aos filhos.

Entretanto, analisando a relação dos efeitos sobre a mobilidade entre 1996 e 2009, observam-se mudanças na intensidade dos mesmos, embora a direção permaneça no mesmo sentido. Em 2009, por exemplo, a *Renda Per Capita* familiar afeta mais fortemente a mobilidade intergeracional. De acordo com Barros, Camargo e Mendonça (1997), a renda dos pais e conseqüentemente a renda per capita domiciliar é de fundamental importância à acumulação dos níveis de capital humano dos filhos. Já o fato do indivíduo residir nas áreas urbanas e regiões metropolitanas não afeta tão fortemente a variável dependente como em 1996.

O efeito da variável raça, tanto do filho como dos pais, também sofreu alteração ao longo dos anos. O fato de o filho ser declaradamente branco ou filho de pais deste mesmo nível racial passou a ter uma menor influência sobre a mobilidade educacional em 2009.

A tabela 7 apresenta os resultados das estimações para a identificação dos determinantes da mobilidade intergeracional de renda. Todos os coeficientes das variáveis explicativas foram significantes a 1%, com exceção dos coeficientes das *dummies* para Região Metropolitana em ambos os períodos e Raça da Mãe no ano de 2009, que indicaram significância estatística a 5%.

Considerou-se para este fim, as mesmas variáveis explicativas incluídas no modelo para educação, já que via de regra os fatores que afetam a mobilidade educacional estão geralmente correlacionados com aqueles que influenciam a mobilidade de renda.

**Tabela 7: Principais Determinantes da Mobilidade Intergeracional de Renda
Ceará- 1996-2009**

1992				2009			
Variáveis	Coeficientes	Erro Padrão	Prob	Variáveis	Coeficientes	Erro Padrão	Prob
Reg.Urbana	1,275	0210	0,009	Reg.Urbana	0,540	0412	0,000
Metropolitana	1,041	0799	0,043	Metropolitana	0,682	0421	0,027
Sexo	0,824	0080	0,000	Sexo	0,197	0251	0,000
Raça	1,061	0304	0,000	Raça	0,547	0368	0,000
Raça-Pai	0,758	0210	0,001	Raça-Pai	0,319	0254	0,000
Anos edu-Pai	0,642	0016	0,000	Anos edu-Pai	0,908	0016	0,000
Raça-Mãe	0,254	0124	0,008	Raça-Mãe	0,271	0410	0,042
Anos edu-Mãe	0,107	0108	0,000	Anos edu-Mãe	0,795	0085	0,000
Renda Familiar Per Capita	0,539	0303	0,003	Renda Familiar Per Capita	0,109	0087	0,005
Observações		17456		Observações		18072	
LR estatística(10) 6324.54 Prob> chi 2 = 0,000				LR estatística(10) 5892.0 Prob>chi2 =0,000			
PseudoR2		0,2734		Pseudo R2		0,2601	

Fonte: Elaboração de Acordo Com a Amostra das PNAD's

Assim, vê-se certa simetria entre os efeitos e direção dos coeficientes como determinantes de ambas as mobilidades, com exceção da *dummy* sexo, onde os indivíduos do sexo masculino apresentam uma maior probabilidade de se mover para os estratos superiores de renda.

Ao longo do período analisado, todas as variáveis afetam positivamente a mobilidade intergeracional de renda. Contudo, há alterações nas magnitudes dos efeitos com destaque para o grau de educação dos pais, que passou a ter uma maior influência sobre as probabilidades de mudança intergeracional de renda dos filhos no ano de 2009. Neste mesmo ano, por exemplo, a *Renda Per Capita* familiar passou a influenciar com menor intensidade a mobilidade de renda frente ao ano de 1996.

Em relação à localização geográfica do indivíduo, a importância do mesmo residir em áreas urbanas ou regiões metropolitanas diminui a magnitude dos efeitos comparando-se o espaço temporal de análise. Isto implica que filhos de pais que permaneçam nas áreas não urbanas passam a ter uma maior probabilidade dinâmica de se moverem para os estratos de renda mais elevados. É possível, no entanto, que esta menor intensidade possa ter ocorrido pela expansão dos gastos com políticas sociais nos últimos anos notadamente as transferências de renda e aumento do crédito para a agricultura familiar, além do aumento real do salário mínimo.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo teve como principal objetivo analisar a mobilidade intergeracional de educação e renda para o estado do Ceará comparando o comportamento dinâmico deste processo entre os anos de 1996 e 2009. Assim, buscou-se avaliar a forma como a educação e a renda se distribuem de forma dinâmica ao longo do período pesquisado. Por outro lado, com o modelo econométrico a intenção foi identificar as variáveis determinantes das probabilidades da mudança intergeracional. Assim, ao analisarmos os resultados empíricos, a primeira avaliação se deu sobre o comportamento de alguns indicadores que medem o grau de concentração de renda e educação.

Aqui, avaliou-se a escolaridade média da população acima de 25 anos, a renda per capita familiar e o Índice de Gini para distribuição de renda, procedendo-se uma análise comparativa entre o Brasil e Ceará. O que se percebe é que o grau de escolaridade e a renda per capita crescem ao longo dos anos, e o indicador de Gini sinaliza significativa queda, indicando uma melhoria na distribuição dos níveis de renda.

Em se tratando da análise sobre a mobilidade dinâmica, investigou-se inicialmente as probabilidades intergeracionais de educação e de renda a partir das matrizes de transição markovianas, observando-se mudanças quanto ao seu comportamento ao longo dos anos entre as regiões pesquisadas.

Neste sentido, as evidências indicam que o estado do Ceará apresentou um avanço da mobilidade de educação e renda e uma redução do grau persistência dos estratos de educação e renda inferiores. Isto significa que os filhos de pais de menores níveis de renda e de grau educacional inferior (0-4 anos de estudo) nascidos no Ceará em 2009, apresentam uma probabilidade menor de permanecerem analfabetos e pobres dadas as condições dos pais, em comparação ao ano de 1996.

Os resultados das estimações do modelo logit ordenado para identificação dos determinantes das mobilidades de renda e educação mostram que a maioria das variáveis apresentam o mesmo sentido de direção na determinação de ambos os processos, com exceção do sexo dos filhos, onde o gênero feminino, mostrou-se mais influente sobre a mobilidade educacional. Ao contrário, os filhos do sexo masculino apresentam maiores chances de alcançar estratos de renda mais elevados.

Ainda considerando o modelo paramétrico a variável renda familiar per capita é determinante sobre a mobilidade de educação, enquanto que exerce menor influência sobre a mobilidade de renda. Ademais, a localização geográfica dos indivíduos em áreas urbanas e o fato de se declararem brancos quanto aos aspectos raciais apresentaram menor importância sobre as probabilidades de mudança intergeracional de 1996 a 2009.

5. REFERÊNCIAS

BARROS, R. P. de, MENDONÇA, R. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Texto para discussão 377, IPEA, 1995.

BARROS, R. P. de, CAMARGO, J. M., MENDONÇA, R. **A estrutura do desemprego no Brasil**. Texto para discussão, IPEA, 1997.

BEHRMAN, J., GAVIRIA, A., SZÉKELY, M. **Intergenerational mobility in Latin America**. *Economia*, V.2, n.1, p.1-44, 2001.

BIRCHENALL, JavierA. **Income distribution, human capital and economic growth in Colômbia**. *Journal of Development Economics*, v. 66, 2001.

DUNN, C. **The intergenerational transmission of earnings: evidence from Brazil**. University of Michigan, 2004.

FERREIRA, S.; VELOSO, F. **Mobilidade intergeracional de educação no Brasil**. *Pesquisa e planejamento econômico*, v.33, p.481-583, 2003.

FERREIRA, S.; VELOSO, F. **Intergenerational mobility of wages in Brazil**, 2004.

- FIGUEIRÊDO, E. A. de; SILVA NETTO JUNIOR, J. L. **Distribuição de capital humano e desigualdade de renda: Mobilidade intergeracional educacional e mobilidade de renda no Brasil.** Anais do Fórum BNB de Desenvolvimento e X Encontro Regional de Economia, Fortaleza, 2005.
- FIGUEIRÊDO, E. A. de; SILVA NETTO JUNIOR, J. L. da; PÔRTO JUNIOR, S. da S. **Distribuição, mobilidade e polarização de renda no Brasil: 1987 a 2003.** Revista Brasileira de Economia, v. 61, n. 1, 2007.
- GALOR, O., TSIDDON, D. **Technological progress, mobility and economic growth.** The American Economic Review, v.87, 1997.
- GALOR, O., ZEIRA, J. **Income distribution and macroeconomics.** Review of Economics Studies, v.60, 1993.
- GEWEKE, J., MARSHALL, R., ZARKIN, G. **Mobility indices in continuous time Markov chains.** Econometrica. V.54, 1986.
- GUJARATI, D. **Econometria básica.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- HOFFMAN, R. **Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2009.** Econômica, Rio de Janeiro, v.8, N1, p.55-81, junho 2006.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD.** Rio de Janeiro: IBGE, 2009.
- IPECE. Notas Técnicas. Disponível em; < <http://www.ipece.ce.gov.br>>.
- LONG, J.S and J.FREESE. 2006. **Regressions models for categorical dependent variables Using Sata.** 2 end ed. College Station, TX: Stata Press.
- MCCULLAG, P. **Regression Models for Ordinal Data.** *Journal of the Royal Statistical Society, B.* v. 42, n. 2, 109-142, 1980.
- PASTORE, J. & N. SILVA. **Mobilidade social no Brasil.** Makron books, 1999.
- PERO, V.; SZERMAN, D. **Mobilidade Intergeracional de Renda no Brasil.** Pesquisa e Planejamento Econômico. V.38, n.1, abr.2008, p.2-35.
- SOARES, S.S.D. **Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004.** Econômica, Rio de Janeiro, v.8, N1, p.83-115, junho 2006.
- SHORROCKS, A. **The measurement of mobility.** *Econometrica*, v. 46, 1978.
- ZIMMERMAN, D.J. **Regression toward mediocrity in economic stature.** American Economic Review, v.82, p.409-429, 1992.

QUAIS OS FATORES SÃO DETERMINANTES PARA REDUZIR A DESIGUALDADE EM UM AMBIENTE DE CRESCIMENTO ECONÔMICO E MENOS POBREZA?

Vitor Hugo Miro¹

Daniel Cirilo Suliano²

Jimmy Lima de Oliveira³

RESUMO

Desde o surgimento e disponibilidade das bases de dados de pesquisas domiciliares no Brasil, e em particular a base de dados da PNAD do IBGE, é fato que a primeira década do século XXI representou um processo de contínua e acelerada queda da desigualdade de renda no Brasil. Neste trabalho procurou-se identificar e quantificar quais os principais determinantes para a redução da desigualdade na última década no estado do Ceará, estado caracterizado como uma das principais forças econômicas da região Nordeste, e sendo esta também tradicionalmente caracterizada como detentora de um dos piores indicadores sociais do país. Fazendo-se uso de simulações contrafactuais considerou-se o período 2003-2009 - período de acentuado crescimento econômico e caracterizado também por ganhos substancialmente maiores em favor dos mais pobres na economia cearense. Os resultados mostram que apesar da renda não derivada do trabalho representar apenas 1/3 da renda total, cerca de 48% do declínio da desigualdade é explicada por ela. Importante também destacar o papel da melhoria no capital humano que forma a força de trabalho assim como os fatores demográficos como mecanismo na redução da desigualdade no Ceará.

Palavras Chave: Desigualdade, Decomposição, Ceará.

ABSTRACT

Since the advent and availability of databases of household surveys in Brazil, and in particular the database of the IBGE PNAD, the it was observed that the first decade of this century experienced a process of continuous and rapid decline in income inequality in Brazil . In this study aims to identify and quantify what the main determinants for the reduction of inequality in the last decade in the state of Ceará, which is characterized as a major economic force in the Northeast region, and which is also traditionally characterized as having one of the worst indicators of the country.

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.
Fone: (85) 3101-3503. E-mail: vitor.miro@ipece.ce.gov.br

² Doutorando em Economia (CAEN/UFC). Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) e Professor do Departamento de Economia Aplicada da UFC.
Fone: (85) 3101-3503. E-mail: daniel.suliano@ipece.ce.gov.br

³ Doutor em Economia (CAEN/UFC). Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE).
Fone: (85) 3101-3507. E-mail: jimmy.oliveira@ipece.ce.gov.br

Using of counterfactual simulations, we considered the period 2003-2009 - a period of strong economic growth and also characterized by substantially greater gains in favor of the poorest in the economy of Ceará. The results show that although the income not derived from labor only represent 1/3 of total income, about 48% of the decline in inequality is explained by it. Important to highlight the role of improvement in human capital so laborforce as well as demographic factors as a mechanisms to reduce inequality in Ceará.

Keywords: Inequality, Decomposition, Ceará.

Jel Classification: I32

1. INTRODUÇÃO

O tema desigualdade sempre esteve em voga na literatura econômica. De início, as construções teóricas concentraram-se tanto nos conceitos de distribuição funcional da renda como também na questão da distribuição pessoal da renda. A primeira refere-se às frações da renda correspondentes aos diversos fatores de produção ou, ainda, quais os grupos sociais que são detentores destes fatores. Na distribuição pessoal de renda, o objeto de estudo recai sobre os ganhos dos agentes bem como quais são os mecanismos e variáveis que são responsáveis pelos seus determinantes.

Essa busca pelo interesse com relação aos diferenciais de renda é muito mais do que um mero conceito de justiça social. Em termos de países, as evidências mostram que maior desigualdade alimenta tensões sociais e fluxos migratórios em uma escala de difícil gestão tanto para nações ricas como para nações pobres [Farrell (2009)]. Somado a isso, Aghion, Caroli e Peñarosa (1999) argumentam que em uma economia onde exista agentes heterogêneos a tendência é de uma menor realização de atividades produtivas além de redução de oportunidades de investimento. De fato, na escassez ou quase ausência de capital para os mais pobres a tendência é uma produtividade marginal elevada desse insumo de modo que a simples transferência de ativos entre agentes passaria a gerar maiores oportunidades de investimento e crescimento econômico. Fajnzylber, Lederman e Loayza (1998) também encontram evidências de que uma elevada desigualdade reduz os custos morais de delinquência dos indivíduos menos favorecidos gerando efeitos adversos no crescimento econômico.

No Brasil, o tema desigualdade é discutido de forma empírica a partir do trabalho de Carlos Geraldo Langoni fazendo-se largo uso de mecanismos microeconômicos no livro *Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico no Brasil* publicado em 1973. Usando dados dos Censos de 1960 e 1970 e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1967, ambos do Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (IBGE), Langoni analisou a evolução e os determinantes da desigualdade de renda no Brasil.

Segundo Langoni, a desigualdade ocorrida entre 1960 e 1970 não podia ser atribuída a perdas de bem-estar já que esteve associada a um forte crescimento econômico. Langoni balizava-se na hipótese de Kuznets, segundo a qual a desigualdade aumentaria inicialmente, mas se reduziria posteriormente em estágios mais avançados de desenvolvimento. Além disso, a rápida expansão econômica, associada a uma oferta de mão-de-obra inelástica de curto prazo, teve como consequência desequilíbrios no mercado de trabalho em decorrência de uma maior demanda por maior mão-de-obra qualificada. Com base nessas evidências, Langoni argumentou que a educação seria a principal variável na explicação da concentração de renda no período.

Durante um período de tempo substancial a idéias de Langoni não foram priorizadas no debate político e acadêmico, principalmente porque a partir da década de 1980 a economia brasileira passou por diversos desajustes macroeconômicos ocorridos desde década de 1970. A questão fiscal, o déficit comercial e a inflação em alta foram alguns destes problemas o que veio a levar a grande massa de economistas brasileiros em direção as suas soluções deixando em segundo plano

as questões da desigualdade de renda. Poucos foram os economistas que neste período ainda direcionavam esforços na tentativa de ampliar os resultados encontrados por Langoni. Em boa parte deste período predominou a construção de planos econômicos na tentativa de domar o “dragão inflacionário”. Entre os pesquisadores que instigavam ainda as questões concernentes à renda, mercado de trabalho, pobreza e desigualdade pode-se destacar o economista Ricardo Paes de Barros.

Dentre alguns diagnósticos encontrados por Paes de Barros concernentes a desigualdade na década de 1980 pode-se elencar dois principais. Em primeiro lugar, o forte processo de aceleração inflacionária neste período agravou mais ainda a já combatida distribuição de rendimentos no Brasil. Aliado a isso, houve um lento processo de expansão da educação conjugada com uma elevação dos retornos médios por ano de estudo. O resultado dessa conjunção de fatores foi um aumento ainda maior da desigualdade de renda familiar *per capita* e da desigualdade de rendimentos laborais.

A implantação e consolidação do plano real em 1994 inaugurou uma série de mudanças na perspectiva macroeconômica e na distribuição funcional de renda da economia brasileira. De fato, as evidências mostram que este foi o principal fator para a redução da pobreza na década de 90 [Rocha (2001)]. Ressalte-se, contudo, que o crescimento populacional nestas últimas décadas, principalmente na população mais pobre, não permitiu quedas maiores nos níveis de pobreza no Brasil [Ramos e Mendonça (2005)].

Por sua vez, trabalhos recentes na literatura econômica brasileira, tendo novamente como destaque os do economista Paes de Barros, vem encontrando evidências robustas para uma forte e contínua queda da desigualdade de renda no Brasil a partir de 2001 [Soares (2006a, 2006b), Hoffmann (2005), Barros *et al.* (2004, 2006a, 2006b, 2006c, 2007a, 2007b, 2007c, 2007d, 2007e, 2007f, 2009, 2010), IPEA (2006), Ferreira *et al.* (2006, 2007), Barros, Franco e Mendonça (2007a, 2007b, 2007c, 2007d, 2007e), Hoffmann (2006), Hoffmann (2007), Ramos (2007a, 2007b), Soares *et al.* (2007)]. De fato, Barros *et al.* (2007a, 2007b, 2009), por exemplo, mostram que a redução do grau de desigualdade no Brasil em uma amostra de 74 países referente ao coeficiente de Gini, em menos de 25% deles, houve redução semelhante e de mesma magnitude. Ademais, ao analisar as bases disponíveis das pesquisas domiciliares no Brasil observa-se que o grau de desigualdade em 2005, independentemente da medida de desigualdade utilizada, é um dos mais baixos nos últimos 30 anos.

Conforme argumenta Ramos (2007a, 2007b) existe uma constatação que, desde o período pós-real, a desigualdade de rendimentos do trabalho vem diminuindo de forma inequívoca, tanto em termos de rendimentos individuais, como também em termos dos rendimentos domiciliares. Destaque-se também, de acordo com Soares *et al.* (2007), que a desigualdade tem contribuído para reduzir a pobreza assim como a elevação das condições de vida dos mais pobres.

Quais os fatores são responsáveis pelas mudanças na desigualdade recente? A expansão dos programas sociais parece ser o candidato ideal na medida em que na última década a magnitude dos benefícios oferecidos, seu grau de cobertura e o grau de atendimento a população que mais necessita deles expandiram-se largamente. Todavia, de acordo com Hoffmann (2005), entre 2002 e 2004 a maior parte da redução da desigualdade de rendimento domiciliar *per capita* no Brasil esteve associada a rendimentos de todos os trabalhos e não a ampliação de programas oficiais de transferência de renda. Por outro lado, Barros *et al.* (2006a, 2006b, 2006c, 2007c, 2007d, 2010) enfatizam que apesar de a renda não-derivada do trabalho representar menos de $\frac{1}{4}$ da renda total e a renda do trabalho representar mais de $\frac{3}{4}$ do total de rendimentos esta primeira responde entre $\frac{1}{3}$ e 50% pelo declínio da desigualdade e a segunda por menos da metade por esta redução.

Essa redução na desigualdade é histórica? No contexto das pesquisas domiciliares, não é a única. O final dos 1970 e o início dos anos 1990 foram também marcados por acentuadas quedas de desigualdade. O que chama atenção para este momento, conforme visto acima, é o *mix* de fatores que estão confabulando para o declínio da desigualdade recente. Soares *et al.* (2007) argumentam que os programas de transferência têm um papel relevante para explicar a queda na desigualdade

observada. Já Hoffmann (2007) mostra que a maior parte da redução está associada ao rendimento de todos os trabalhos. Conforme sugere Barros *et al.* (2009) apenas com o uso de simulações contrafactuais é possível estimar efetivamente a real contribuição de cada fator.

É também importante destacar que, dentro do mercado de trabalho, os graus de discriminação e segmentação, com algum grau de magnitude, também deram sua contribuição para uma menor disparidade de renda. De fato, dentro de um enfoque geral, Barros *et al.* (2010) mostram que, no Brasil, os graus de discriminação e segmentação explicam quase $\frac{1}{4}$ da queda na desigualdade em remuneração do trabalho e pouco menos de 10% quando se considera a renda *per capita*.

Além disso, no âmbito da segmentação espacial, embora a desigualdade entre os estados seja um dos principais responsáveis pelas disparidades de renda, seus diferenciais não têm se reduzido de forma significativa. Assim, dentro desse contexto, seria relevante observar quais os fatores e como eles têm contribuído ou não contribuído para a redução da desigualdade em um âmbito intra-estadual.

Particularmente, este trabalho irá analisar os fatores determinantes da queda da desigualdade no Estado do Ceará. Por ser um dos estados da região Nordeste, região esta caracterizada por apresentar os piores indicadores sociais do país, a análise dos resultados toma um grau de importância relevante. De fato, dado o momento em que são muitos os fatores combinados que estão contribuindo para a redução da desigualdade, resta saber qual a importância de cada um deles em um estado caracterizado pela carência de um mercado de trabalho mais dinâmico, escasso nível de capital humano e qual o papel das transferências em áreas de maior incidência de pobreza. De acordo com Hoffmann (2007), os efeitos das transferências são mais importantes no Nordeste chegando a contribuir com quase 87% para redução da desigualdade dependendo do período de análise. Vale frisar também que o Ceará pode ser considerado um modelo ideal para a análise intra-estadual já que além de deter indicadores sociais abaixo da média nacional apresenta-se com uma das principais forças econômicas da região Nordeste, juntamente com a Bahia e Pernambuco.

De maneira mais específica, pode-se também destacar que o percentual de pobres no Ceará é muito elevado quando comparado com o Brasil (no caso da indigência, o percentual chega a ser o dobro⁴). Dentro desses argumentos, e com base no que foi observado em Barros *et al.* (2010), a análise aqui presente dos determinantes imediatos da queda recente da desigualdade concentrar-se-á nos anos de 2003 e 2009. Com efeito, apesar de que no Brasil entre 2001 e 2003 apenas a renda familiar *per capita* dos primeiros dois décimos da distribuição tiveram crescimento, entre 2003 e 2007 o crescimento da renda para os mais os pobres foi substancialmente maior em relação aos ricos. Além disso, é partir de 2003 que ocorrem as maiores reduções da pobreza e extrema pobreza [ver, por exemplo, entre outros Barros *et al.* (2009)]. Para tornar a análise mais completa, ao invés do ano de 2007 usamos o ano de 2009 (último ano disponível da PNAD).

Na seção seguinte, é apresentada algumas estatísticas evidenciando a ocorrência ou não de uma queda da desigualdade no Estado do Ceará e no Brasil. Em seguida, descreve-se a metodologia utilizada com base em análises contra-factuais. A seção 4 apresenta os resultados encontrados e uma última seção contém as principais conclusões.

2. EVIDÊNCIAS DA QUEDA DA DESIGUALDADE NA ÚLTIMA DÉCADA

Nesta seção, iremos analisar a evolução da desigualdade de renda no Estado do Ceará através de alguns indicadores que já são comumente usados na literatura, principalmente aos que serviram de inspiração para o presente estudo [ver Barros *et al.* (2006a, 2006b, 2006c, 2007a, 2007b, 2007c, 2007d, 2007e, 2007f, 2009, 2010)]. Apesar da forte queda da desigualdade se dá desde o início do primeiro ano da década passada e a presente análise ter como período inicial o ano de

⁴ Indicadores Sociais do Ceará (2008).

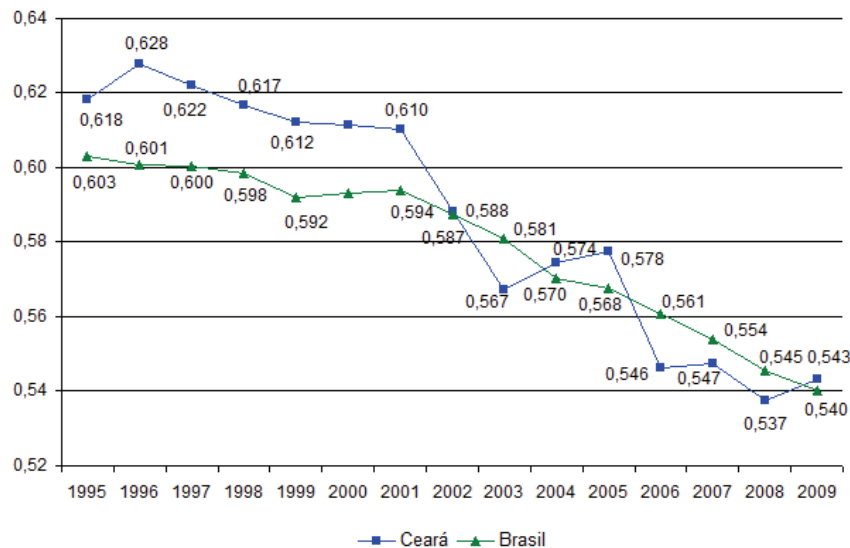
2003, alguns indicadores que se seguem iniciam-se a partir do ano de 1995 e se estendem até o ano de 2009.

Visualmente, além de termos uma análise mais abrangente em termos de longo prazo, observando com mais precisão as mudanças distribucionais, é fato que, a partir de 1995, primeiro ano disponível da PNAD logo após o plano real, observa-se uma redução tanto no grau de pobreza quanto no aumento da renda média [Rocha (2001, 2007), Hoffmann (2007), Soares *et al.* (2007)]. Além disso, é neste ano também que se inicia um processo de forte estabilidade monetária e é nele que ocorre uma conjunção de mudança de fatores ligados à desigualdade de rendimentos [ver Ferreira *et al.* (2006, 2007)].

Nesses termos, no gráfico 1 a seguir é apresentado o índice de Gini da renda domiciliar *per capita* tanto para o Estado do Ceará como para o Brasil. Além de ser um índice de tradicional mensurabilidade da desigualdade, ele está diretamente ligado a curva de Lorenz de uma distribuição de renda (ver gráficos 5 e 6 a seguir). O índice de Gini tem grandes vantagens analíticas. De fato, é um índice intuitivo, simples e claro. Seu intervalo de variação encontra-se entre 0 e 1, onde zero representa uma situação na qual todos detêm a mesma renda e 1 uma situação onde uma pessoa detêm toda a renda da distribuição. Logo, quanto mais próximo de 1, maior a desigualdade de renda na sociedade. O Gini também tem a característica de ser pouco sensível a variações nos extremos da distribuição e bastante sensível a variações no meio dela.

Como se pode observar no gráfico, o Brasil além de começar com um grau de desigualdade bem inferior ao do Estado do Ceará apresenta uma queda contínua da desigualdade ao longo de quase todo o período (a única exceção é um leve aumento da desigualdade no final da década de 90). Além de apresentar fortes oscilações ao longo da série, o Ceará também apresenta grandes declínios da desigualdade. Ressalte-se que apesar destas fortes oscilações e variações, além de uma desigualdade bem acima que a brasileira, o Gini da renda domiciliar *per capita* cearense, ao final da série, encontra-se em um patamar igual ao Gini da renda domiciliar *per capita* brasileira.

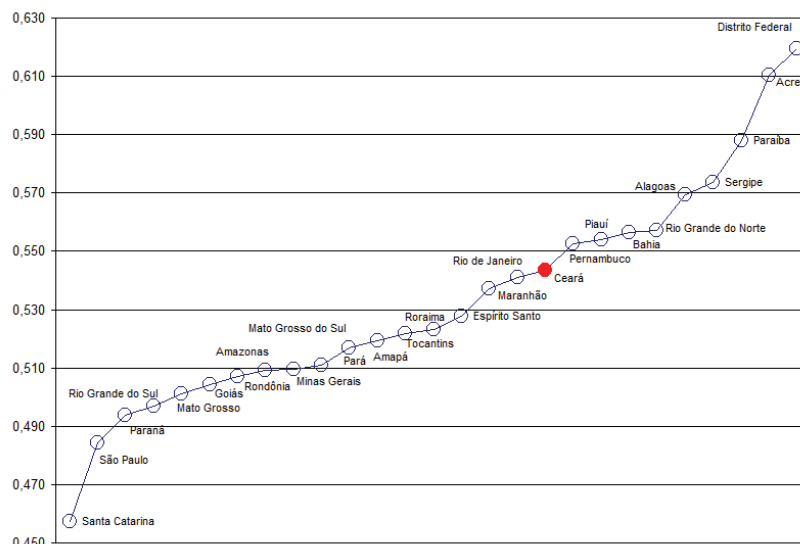
Gráfico 1 – Índice de Gini da Renda Domiciliar *per capita* – 1995 a 2009



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

Nesta mesma perspectiva, o gráfico 2 a seguir apresenta o grau de desigualdade de renda considerando mais uma vez o Gini só que agora para os 27 estados brasileiros mais a unidade da federação no ano de 2009. De acordo com o gráfico, o Distrito Federal e o Acre são os que apresentam a maior desigualdade enquanto Santa Catarina e São Paulo são os de menor desigualdade. No caso deste último, além de o mesmo apresentar a segunda menor desigualdade ainda detém 1/3 da riqueza do país em termos de participação relativa do PIB.

Gráfico 2 – Distribuição dos Estados Segundo o Nível de Desigualdade – 2009



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

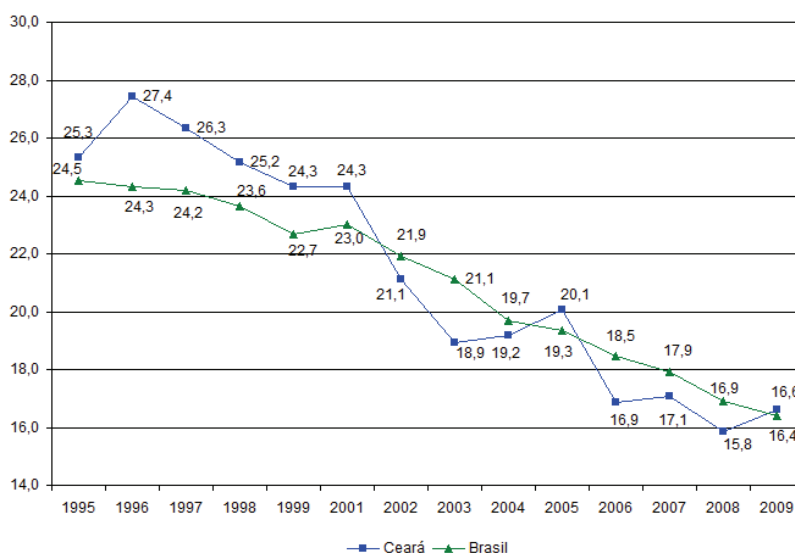
Existem mais evidências para contínua e acentuada queda da desigualdade no Ceará. Os gráficos 3 e 4 a seguir apresentam dois índices ligados a acumulação de renda pelos percentis da distribuição. No gráfico 3 é apresentado a razão entre a renda acumulada entre 10% mais ricos e os 40% mais pobres, enquanto que no gráfico 4 é apresentado a razão entre a renda acumulada entre os 20% mais ricos e os 20% mais pobres. Assim como o índice de Gini, uma de suas vantagens é a sua simplicidade.

Por outro lado, ao contrário do coeficiente de Gini, que é mais sensível a variações no centro da distribuição, estes dois indicadores apresentam grande sensibilidade a variações nas caudas da distribuição, tornando-os mais compatíveis com os indicadores de pobreza. Apesar destas vantagens, é bom destacar algumas de suas limitações como a não obediência ao princípio das transferências⁵.

Analisando o gráfico 3 a seguir, observa-se algumas semelhanças em termos comportamentais em relação ao Gini: em primeiro lugar, o Brasil apresenta uma queda contínua desde o início da série, enquanto que o Ceará apresenta fortes oscilações ao longo de todo o período. Ao final, as duas razões apresentam valores semelhantes. Esse comportamento para o caso do Ceará, principalmente na última década, parece sugerir que o crescimento da renda dos 40% mais pobres foi bem superior que a dos 10% mais ricos (ver também os gráficos 9 e 10 a seguir). Comportamento similar se dá no gráfico 4 referente a razão da renda média entre os 20% mais ricos e os 20% mais pobres.

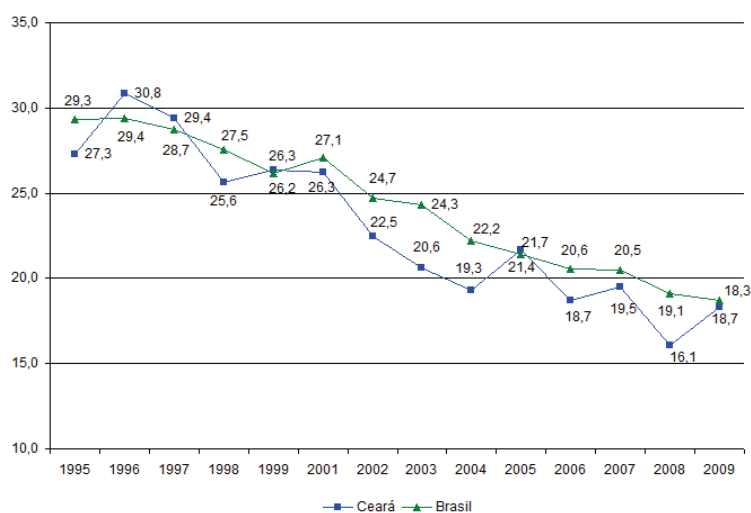
⁵ O princípio das transferências nos diz que uma transferência de renda de um indivíduo mais rico para um outro mais pobre deve reduzir o índice.

Gráfico 3 – Razão entre a Renda Acumulada entre os 10% mais ricos e os 40% mais pobres – 1995 a 2009



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

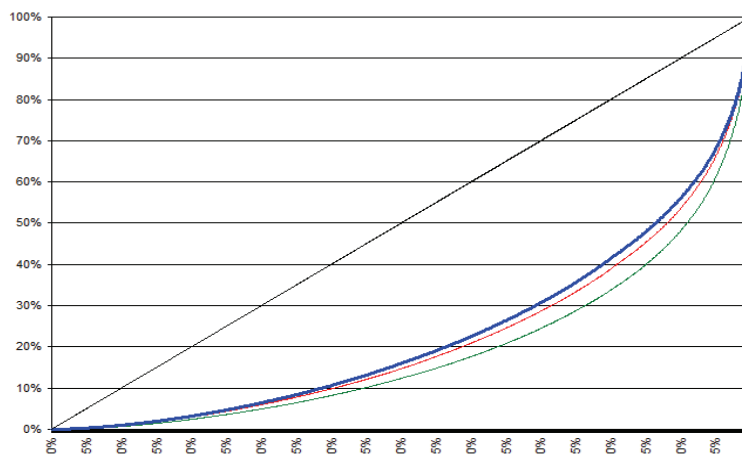
Gráfico 4 – Razão entre a Renda Acumulada entre os 20% mais ricos e os 20% mais pobres – 1995 a 2009



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

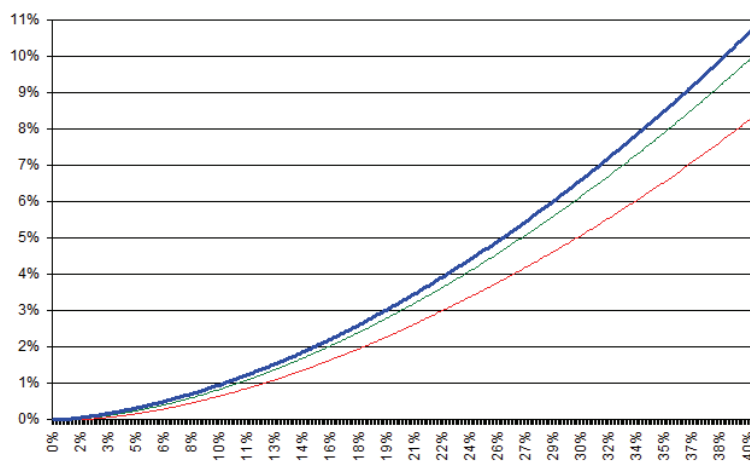
Para assegurar que a desigualdade no ano de 2009 no Estado do Ceará é a mais baixa do período é preciso também comparar a curva de Lorenz dos diversos anos. Nos gráficos 5 e 6 a seguir elas são apresentadas para os anos de 1995, 2003 e 2009. Ambos os gráficos indicam que a curva para o ano de 2009 é semelhante a um “envelope” das curvas para os demais anos, mesmo que no gráfico 5 existam cruzamentos. Já no gráfico 6, que considera apenas os 40 décimos da distribuição, a curva de Lorenz de 2009 apresenta-se como uma total “envoltória” dos anos de 1995 e 2003.

Gráfico 5 – Curvas de Lorenz da Distribuição de Renda Cearense – 1995, 2003 e 2009



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

Gráfico 6 – Curvas de Lorenz dos 40 primeiros Centésimos da Distribuição de Renda Cearense – 1995, 2003 e 2009



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

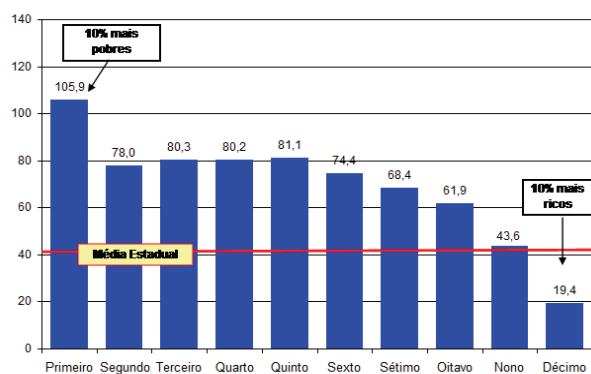
Com efeito, caso os mais pobres estejam se apropriando de uma fatia maior da renda total da sociedade isso significa uma redução na desigualdade. No caso da curva de Lorenz dos dois gráficos anteriores, a redução na desigualdade significa um deslocamento dessa curva na direção da reta de perfeita igualdade.

Assim, se a renda média dos mais pobres crescer mais do que a renda média total haverá uma redução da desigualdade. Nesse sentido, seria interessante observar as taxas de crescimento por decil da distribuição observando se o ganho médio da renda para os mais pobres foi superior ao ganho médio dos mais ricos. Os gráficos 9 e 10 a seguir apresentam as taxas de crescimento da renda domiciliar por decil da distribuição para o período 1995-2009 e 2003-2009, respectivamente.

De acordo com o gráfico 9, neste período de quase 15 anos a taxa de crescimento da renda dos 10% mais pobres foi mais que o dobro do crescimento da média do estado. Além disso, a taxa de crescimento média dos 10% mais ricos foi menos de $\frac{1}{4}$ do crescimento dos 10% mais pobres refletindo, dessa forma, os ganhos de bem-estar a favor deste último grupo. No gráfico 10, que retrata o crescimento do período 2003-2009, observa-se também o crescimento a favor do

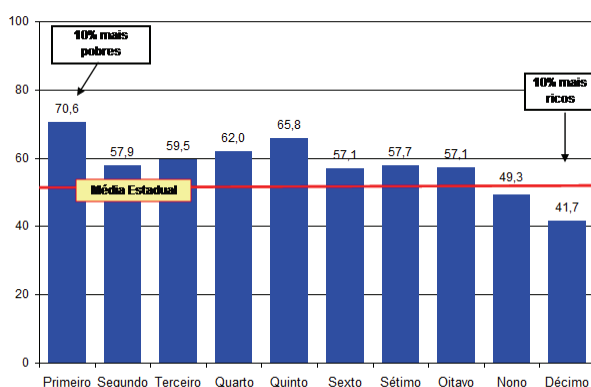
primeiro decil dado que ele esteve bem acima da média estadual estando também 29% acima do decil mais rico da distribuição.

Gráfico 9 – Taxa de Crescimento da Renda Domiciliar no Ceará por Decil da Distribuição – 1995 a 2009



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

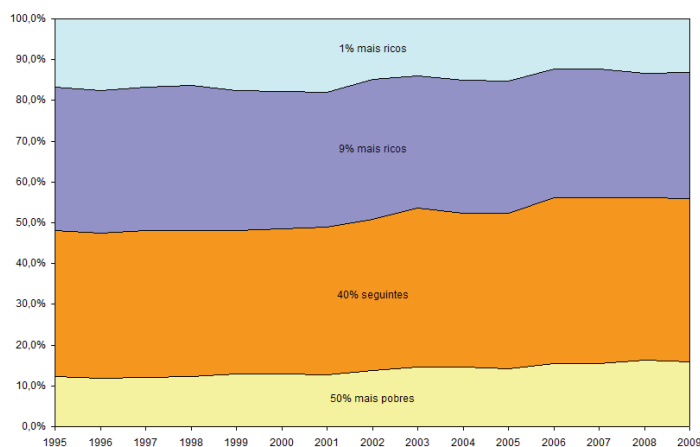
Gráfico 10 – Taxa de Crescimento da Renda Domiciliar no Ceará por Decil da Distribuição – 2003 a 2009



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

Por fim, apesar de todos estes indicadores de queda recente, a desigualdade no Ceará ainda permanece elevada. Como mostra o gráfico 7, a parcela da renda total apropriada pelos 1% mais ricos é da mesma magnitude pelos 50% mais pobres. Além disso, no estado do Ceará, os 10% mais ricos se apropriam de 50% da renda, enquanto os 50% mais pobres se apropriam de pouco mais de 10% da renda total.

Gráfico 7 – Evolução da Renda Apropriada pelos Centésimos da Distribuição Cearense – 1995 a 2009



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

3. ARCABOUÇO TEÓRICO E METODOLOGIA

Conforme já argumentado, o objetivo deste estudo é isolar os determinantes imediatos da queda na desigualdade de renda no estado do Ceará no período recente. Dessa forma, a análise envolve um conjunto de identidades que definem a renda familiar *per capita* em função de seus determinantes imediatos. Toda a estrutura analítica aqui empregada é baseada em Barros *et al.* 2004, 2006a, 2006b, 2006c, 2007a, 2007b, 2007c, 2007d, 2007e, 2007f, 2009, 2010.

3.1. Os determinantes da queda na desigualdade

Nesta subseção é apresentado o arcabouço teórico que permite relacionar a renda *per capita* das famílias aos seus determinantes imediatos. Dentre esses determinantes estão aspectos demográficos (razão de dependência), a composição da renda familiar de acordo com suas fontes (renda do trabalho e renda não derivada do trabalho) e a taxa de ocupação no mercado de trabalho.

Como primeiro passo, define-se a variável em análise que é a renda familiar *per capita* de forma que sendo a renda do i -ésimo membro da família por y_i , então, a renda *per capita*, y , de uma família com n membros é dada por:

$$y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \quad (1)$$

3.1.1. Aspecto demográfico

A renda *per capita* de uma família depende inicialmente de dois fatores: o número de membros e a disponibilidade de recursos. Supondo que apenas os adultos auferem renda⁶, denotando o conjunto de adultos na família por A e o número de adultos na família por n_A , a renda *per capita* pode ser escrita da seguinte forma:

$$y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i = \frac{n_A}{n} \left(\frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} y_i \right) \quad (2)$$

A razão $\frac{n_A}{n}$ representa a proporção de adultos na família e será denotada por a . O termo $\left(\frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} y_i \right)$ representa a renda média por adulto na família e será denotada por r . Considerando estes fatores, a renda familiar *per capita* da família pode ser escrita como o produto da renda familiar por adulto e a proporção de adultos nessa mesma família da seguinte forma:

$$y = a \cdot r \quad (3)$$

3.1.2. Incorporando as fontes de renda da família

A renda da família e a renda dos adultos da família (assim como as versões em termos *per capita*), podem ser apresentadas em termos de suas fontes. Assim, de forma generalizada, pode-se definir a renda como a soma de dois componentes básicos: a renda derivada do trabalho e a renda não derivada do trabalho. Denotando por o_i a renda não derivada do trabalho do i -ésimo membro da família, e por t_i a renda do trabalho desse mesmo membro, pode-se reescrever a renda familiar *per capita* da seguinte forma:

$$y = a \cdot \left(\frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} (o_i + t_i) \right) = a \cdot \left(\frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} o_i + \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A} t_i \right) \quad (4)$$

⁶ Semelhantemente a Barros *et al.* 2004, caso um membro não-adulto receba alguma renda, esta foi realocada ao chefe da família.

Definindo $o = \left(\frac{1}{n_A} \sum_{i \in A}^n o_i \right)$ e $t = \left(\frac{1}{n_A} \sum_{i \in A}^n t_i \right)$, tem-se:

$$y = a \cdot (o + t) \quad (5)$$

3.1.3. Taxa de ocupação dos adultos e rendimentos do trabalho

Por sua vez, a renda do trabalho por adulto em uma família é determinada pelo acesso de seus membros a postos de trabalho e pela produtividade daqueles que se encontram ocupados. Considerando estes dois determinantes, podemos escrever a renda do trabalho por adulto em função da proporção de adultos da família ocupados (taxa de ocupação) e da remuneração do trabalho destes adultos ocupados.

Denotando U como o conjunto de adultos na família que estão ocupados e o número de adultos ocupados na família por n_U , a renda do trabalho por adulto, t , pode ser escrita da seguinte forma:

$$t = \frac{1}{n_A} \sum_{i \in A}^n t_i = \frac{n_U}{n_A} \left(\frac{1}{n_U} \sum_{i \in A}^n t_i \right) \quad (6)$$

Definindo $u = \frac{n_U}{n_A}$ como a taxa de ocupação entre os membros adultos da família e

$w = \frac{1}{n_U} \sum_{i \in A}^n t_i$ como a produtividade média do trabalho mensurada pela remuneração média dos

adultos ocupados, a renda do trabalho pode ser escrita como $t = u \cdot w$.

Pelo desenvolvimento realizado acima, a expressão da renda *per capita* de cada família pode ser escrita em função de quatro determinantes imediatos da seguinte forma:

$$y = a \cdot (o + u \cdot w) \quad (7)$$

Essa expressão será a base da análise realizada. A contribuição de cada um destes determinantes para a queda recente na desigualdade de renda no Ceará será estimada avaliando como mudanças na distribuição destas variáveis podem afetar a distribuição de renda familiar *per capita*. A metodologia para estimação destas contribuições é descrita na próxima seção.

3.2. Metodologia

Nessa subseção será apresentada a metodologia que permite isolar a contribuição de mudanças na distribuição de cada um dos determinantes da renda domiciliar *per capita* na trajetória de queda da desigualdade de renda no Ceará entre 2003 e 2009.

Considere uma medida de desigualdade qualquer, θ , definida em função da distribuição de renda F_y , dada como:

$$\theta = \Theta(F_y) \quad (8)$$

Como foi dada na expressão (3), a distribuição de renda *per capita* é função da distribuição conjunta de a e de r , da seguinte forma:

$$F_y = \Phi(F_{a,r}) \quad (9)$$

Pode-se expressar a distribuição conjunta de a e de r , $F_{a,r}$, como uma função das duas distribuições marginais, F_a e F_r , e uma função de associação $A_{a \rightarrow r}$ da seguinte forma:

$$F_{a,r} = \psi(F_a, F_r, A_{a \rightarrow r}) \quad (10)$$

Assim, a distribuição de renda *per capita* em termos das duas distribuições marginais e da função de associação é:

$$F_y = \Phi(\psi(F_a, F_r, A_{a \rightarrow r})) \quad (11)$$

Seguindo esta mesma lógica é possível escrever funções de distribuição da renda familiar *per capita* seguindo as estruturas definidas nas equações (5) e (7) que decompõem a renda média por adulto e a renda média do trabalho. De forma mais sintética a distribuição da renda média por adulto da família em termos de suas fontes básica é:

$$F_r = \Gamma(\psi(F_o, F_t, A_{o \rightarrow t})) \quad (12)$$

Substituindo (12) em (11), tem-se a seguinte forma para expressar a função de distribuição de renda *per capita*:

$$F_y = \Phi(\psi(F_a, \Gamma(\psi(F_o, F_t, A_{o \rightarrow t})), A_{a \rightarrow r})) \quad (13)$$

Por sua vez, da equação (7) pode-se definir a distribuição da renda do trabalho em termos das distribuições marginais de u e w e da função de associação entre estas duas variáveis, pode ser usada para escrever a função de distribuição de y como:

$$F_y = \Phi(\psi(F_a, \Gamma(\psi(F_o, \Psi(\psi(F_u, F_w, A_{u \rightarrow w})), A_{o \rightarrow t})), A_{a \rightarrow r})) \quad (14)$$

Esta última expressão apresenta a distribuição da renda familiar *per capita* em função das distribuições marginais de quatro determinantes imediatos (F_a, F_o, F_u e F_w) e de três funções de associação ($A_{a \rightarrow r}, A_{o \rightarrow t}, A_{u \rightarrow w}$). Essa expressão é a forma básica para que sejam avaliadas alterações na distribuição de y a partir da mudança de algum(s) destes sete componentes.

Tomando a expressão da medida de desigualdade em (8) e substituindo a expressão (14) tem-se:

$$\theta = \Theta(\Phi(\psi(F_a, \Gamma(\psi(F_o, \Psi(\psi(F_u, F_w, A_{u \rightarrow w})), A_{o \rightarrow t})), A_{a \rightarrow r}))) \quad (15)$$

A partir dessa expressão, é possível avaliar a contribuição de cada um dos fatores considerados (distribuições marginais e associações) na mudança de desigualdade de renda, retratada em θ , entre os anos de 2003 e 2009 da seguinte forma:

$$\Delta = \Theta(F_y^3) - \Theta(F_y^9) \quad (16)$$

Ou simplesmente: $\Delta = \theta^3 - \theta^9$; onde o sobrescrito 9 denota a situação final (2009) e o sobrescrito 3 a situação inicial (2003).

3.2.1. A contribuição dos fatores demográficos

Pode-se construir uma nova distribuição de renda alterando a distribuição de qualquer um de seus componentes. Para isolar a contribuição de alterações na distribuição da renda familiar por adulto sobre a distribuição da renda familiar *per capita* entre 2003 e 2009 pode-se construir uma nova distribuição de renda da seguinte forma:

$$F_{y_r^*} = \Phi(\psi(F_a^9, F_r^3, A_{a \rightarrow r}^9)) \quad (17)$$

Essa nova distribuição representa um contrafactual da distribuição de y em 2009 caso apenas a distribuição de r não tivesse se alterado desde 2003. Assim, para obter a contribuição de mudanças na distribuição de r para a redução na desigualdade de renda, Δ_r , calcula-se:

$$\Delta_r = \Theta(F_{y_r}^*) - \Theta(\Phi(\Psi(F_a^9, F_r^3, A_{a \rightarrow r}^9))) = \Theta(F_{y_r}^*) - \theta^9 \quad (18)$$

Na sequência, para obter a contribuição de mudanças na distribuição da proporção de adultos para a redução na desigualdade de renda, Δ_a , pode-se construir a seguinte distribuição:

$$F_{y_{a,r}}^* = \Phi(\Psi(F_a^3, F_r^3, A_{a \rightarrow r}^9)) \quad (19)$$

E calcular:

$$\Delta_a = \Theta(F_{y_{a,r}}^*) - \Theta(F_{y_r}^*) \quad (20)$$

Por fim, a contribuição de mudanças na associação entre a e r , para explicar a queda na desigualdade pode ser escrita como:

$$\Delta_{a \rightarrow r} = \Theta(\Phi(\Psi(F_a^3, F_r^3, A_{a \rightarrow r}^9))) - \Theta(F_{y_{a,r}}^*) \quad (21)$$

Note que o primeiro termo desta última diferença é a própria medida de desigualdade de renda familiar *per capita* observada em 2003.

Tomando com ponto de partida a distribuição da renda familiar *per capita* observada em 2003, a respectiva medida de desigualdade e empregando os contrafactuais das distribuições acima, pode-se estimar a contribuição marginal de cada um dos determinantes. O Quadro 1 apresenta uma sequência em que o cálculo das contribuições pode ser realizado calculando valores contrafactuais para y a partir da modificação na variável da qual se quer isolar o efeito.

Quadro 1 - Expressões para cálculo da contribuição dos fatores determinantes da distribuição de renda familiar *per capita*

Fator determinante	Expressões
$A_{a \rightarrow r}$	$\Delta_{a \rightarrow r} = \theta^3 - \Theta(F_{y_{a,r}}^*)$
F_a	$\Delta_a = \Theta(F_{y_{a,r}}^*) - \Theta(F_{y_r}^*)$
F_r	$\Delta_r = \Theta(F_{y_r}^*) - \theta^9$

Note que somando as expressões para o cálculo das contribuições de cada fator determinante obtém-se a medida da redução na desigualdade entre 2003 e 2009:

$$A_{a \rightarrow r} + \Delta_a + \Delta_r = \theta^3 - \theta^9$$

3.2.2. A contribuição da renda não derivada e derivada do trabalho

A partir das expressões (5) e (13), pode-se obter as contribuições marginais de alterações nas distribuições das rendas do trabalho e não derivadas do trabalho e da associação entre as duas sobre a queda na desigualdade.

O contrafactual da distribuição da renda familiar *per capita* em 2009, ou seja, caso apenas a distribuição da renda derivada do trabalho não tivesse se alterado desde 2003, pode ser escrito como:

$$F_{y_t}^* = \Phi(\Psi(F_a^9, \Gamma(\Psi(F_o^9, F_t^3, A_{o \rightarrow t}^9)), A_{a \rightarrow r}^9)) \quad (22)$$

Assim, a contribuição de mudanças em F_t para a queda na desigualdade de renda *per capita* é calculada por:

$$\Delta_t = \Theta(F_{y_t}^*) - \theta^9 \quad (23)$$

Seguindo um procedimento sequencial e definindo a contribuição de mudanças na distribuição de o de maneira similar, a contribuição da renda não derivada do trabalho para a queda na desigualdade de renda familiar *per capita* é obtida por:

$$\begin{aligned} \Delta_o &= \Theta(\Phi(\Psi(F_a^9, \Gamma(\Psi(F_o^3, F_t^3, A_{o \rightarrow t}^9)), A_{a \rightarrow r}^9))) - \Theta(F_{y_t}^*) \\ \Delta_o &= \Theta(F_{y_{o,t}}^*) - \Theta(F_{y_t}^*) \end{aligned} \quad (24)$$

Finalmente, a contribuição de mudanças na associação entre os dois tipos de renda para a queda na desigualdade pode ser expressa por:

$$\Delta_{o \rightarrow t} = \Theta(\Phi(\Psi(F_a^9, \Gamma(\Psi(F_o^3, F_t^3, A_{o \rightarrow t}^3)), A_{a \rightarrow r}^9))) - \Theta(F_{y_{o,t}}^*) \quad (25)$$

A sequência de cálculo das contribuições de cada um dos componentes da renda por adulto pode ser visualizada no Quadro 2.

Quadro 2 - Expressões para cálculo da contribuição dos fatores determinantes da distribuição de renda

Fator determinante	Expressões
$A_{o \rightarrow t}$	$\Delta_{o \rightarrow t} = \Theta(F_{y_t}^*) - \Theta(F_{y_{o,t}}^*)$
F_o	$\Delta_o = \Theta(F_{y_{o,t}}^*) - \Theta(F_{y_t}^*)$
F_t	$\Delta_t = \Theta(F_{y_t}^*) - \theta^9$

Operacionalmente, o cálculo exige um ajuste na construção dos contrafactuais da distribuição de r . A distribuição $F_{y_t}^*$ é construída com base na seguinte expressão simulada para a renda familiar *per capita* $y_t^* = a \cdot r_t^* = a \cdot (o + t^*)$.

A distribuição $F_{y_{o,t}}^*$, por sua vez, é construída com base em $y_{o,t}^* = a \cdot r_{o,t}^* = a \cdot (o^* + t^*)$. No entanto, as duas distribuições destes termos (r_t^* e $r_{o,t}^*$) são distintas da distribuição de r . Assim, para isolar os efeitos de mudanças na distribuição de o e t deve-se considerar a associação $A_{a \rightarrow r}$ constante. Nesse caso, é necessário obter variáveis a partir de r_t^* e $r_{o,t}^*$ que tenham a mesma ordenação de r .

3.2.3. A contribuição da taxa de ocupação dos adultos e do rendimento do trabalho

Na expressão (7) foi definida a renda familiar *per capita* e a renda do trabalho por adulto ocorrida em termos da taxa de ocupação e do rendimento obtido pelos adultos ocupados.

Empregando distribuições contrafactuais para u e w é possível avaliar a contribuição destes dois fatores para a queda na desigualdade. As distribuições de renda contrafactuais são as seguintes:

$$F_{y_w}^* = \Phi(\Psi(F_a^9, \Gamma(\Psi(F_o^9, \Psi(\Psi(F_u^3, F_w^3, A_{u \rightarrow w}^9)), A_{o \rightarrow t}^9)), A_{a \rightarrow r}^9)) \quad (26)$$

$$F_{y_{u,w}}^* = \Phi(\Psi(F_a^9, \Gamma(\Psi(F_o^9, \Psi(\Psi(F_u^3, F_w^3, A_{u \rightarrow w}^9)), A_{o \rightarrow t}^9)), A_{a \rightarrow r}^9)) \quad (27)$$

Por fim, a contribuição de mudanças na associação entre a taxa de ocupação e o rendimento do trabalho para a queda na desigualdade deve levar em consideração a seguinte distribuição:

$$F_{y_{u \rightarrow w}}^* = \Phi(\Psi(F_a^9, \Gamma(\Psi(F_o^9, \Psi(\Psi(F_u^3, F_w^3, A_{u \rightarrow w}^3)), A_{o \rightarrow t}^9)), A_{a \rightarrow r}^9)) \quad (27)$$

Novamente, deve-se considerar a manutenção do ordenamento nas distribuições de r e t . Assim, faz-se necessário ajustar a ordenação das variáveis modificadas.

As contribuições de mudanças na distribuição da taxa de ocupação e do rendimento do trabalho para a queda na desigualdade de renda *per capita* podem ser visualizadas no quadro 3 que apresenta também a sequência de cálculo das contribuições de cada um dos componentes da renda do trabalho.

Quadro 3 - Expressões para cálculo da contribuição dos fatores determinantes da distribuição de renda

Fator determinante	Expressões
$A_{u \rightarrow w}$	$\Delta_{u \rightarrow w} = \Theta\left(F_{y_{u \rightarrow w}}^*\right) - \Theta\left(F_{y_{u,w}}^*\right)$
F_u	$\Delta_u = \Theta\left(F_{y_{u,w}}^*\right) - \Theta\left(F_{y_w}^*\right)$
F_w	$\Delta_t = \Theta\left(F_{y_w}^*\right) - \theta^9$

4. RESULTADOS

Nesta seção são apresentados e analisados os chamados fatores determinantes imediatos para a redução da desigualdade de renda no Ceará. Os resultados foram estimados com base em uma série de simulações contrafactuais de acordo com a metodologia apresentada anteriormente.

Entre 2003 e 2009, o grau de desigualdade no Ceará declinou 5% com o coeficiente de Gini passando de 0,56 para 0,54. A contribuição dos fatores determinantes imediatos para essa redução da desigualdade de renda *per capita* são apresentadas e analisadas nas sub-seções abaixo agrupando-os em fatores demográficos, fontes de renda (derivada e não derivada do trabalho), mudanças no mercado de trabalho (taxa de ocupação e rendimentos do trabalho) além de suas associações.

4.1. A contribuição dos fatores demográficos

Considerando a expressão (3) que determina a renda familiar *per capita* como o produto entre o percentual de adultos na família e a renda por adulto, a redução na desigualdade é explicada por mudanças na distribuição da porcentagem de adultos na família, pela mudança na distribuição de renda por adulto e pela associação entre estas distribuições. As contribuições de cada um deles podem ser verificadas na Tabela 1.

De acordo com as estimativas, 2/3 da queda na desigualdade de renda nesse período podem ser explicadas por mudanças na distribuição da renda por adulto. Na mesma tabela é possível visualizar que a mudança na distribuição da porcentagem de adultos na família possui uma contribuição de 21,8%. De fato, a proporção média de adultos aumentando eleva a quantidade de provedores de renda nas famílias e este fato se apresenta como um determinante importante no caso do Ceará (no período analisado a porcentagem de adultos nas famílias cearenses teve um aumento na ordem de 5,6%). A associação entre a porcentagem de adultos e a renda por adulto também se mostrou importante tendo contribuído com 12,6% para explicar a queda na desigualdade de renda.

Tabela 1 - Contribuição da proporção de adultos, de renda familiar por adulto e associações para explicar a redução no grau de desigualdade de renda *per capita* no Ceará entre 2003 e 2009 (%)

Simulações	Grau de desigualdade (Coeficiente de Gini)	Contribuição para a redução na desigualdade (%)	Determinantes
Situação em 2003	56,7		
Se as distribuições de renda familiar por adulto e da porcentagem de adultos de 2009 fossem iguais às de 2003	56,4	12,6	Associação entre a porcentagem de adultos e a renda por adulto
Se a distribuição de renda familiar por adulto de 2009 fosse igual a de 2003	55,8	21,8	Distribuição do percentual de adultos
Situação em 2009	54,2	65,6	Distribuição da renda familiar por adulto

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2003 e 2009.

4.2. A contribuição da renda derivada do trabalho e da renda não derivada do trabalho

Da Tabela 1 observou-se que a maior parte da redução da desigualdade é explicada pela mudança na distribuição de renda por adulto. Por sua vez, a renda por adulto é dada pela soma da renda derivada do trabalho e da renda não derivada do trabalho. A participação relativa de cada uma destas fontes de renda nos domicílios cearenses sofreram leves alterações no período entre 2003 e 2009. Em 2003, a renda proveniente do trabalho representava, em média, 70% dos rendimentos domiciliares cearenses enquanto que a renda proveniente de outras fontes representava os demais 30%. Em 2009, a participação dos rendimentos não providos pelo trabalho aumentou sua participação relativa para aproximadamente 33%.

De acordo com os resultados da tabela 2 a mudança na distribuição da renda não derivada do trabalho por adulto possuiu uma contribuição estimada de 48,3% para a queda da desigualdade de renda *per capita* no Ceará entre 2003 e 2009. A associação entre a renda derivada e a não derivada do trabalho também se mostrou importante para explicar a queda na desigualdade de renda *per capita* cearense no período tendo contribuído com uma parcela de 15%. No que se refere à renda do trabalho, a contribuição estimada a partir da mudança na distribuição dessa variável foi de apenas 2,2%.

Tabela 2 - Contribuição da renda do trabalho, da renda não derivada do trabalho e associações para explicar a redução no grau de desigualdade de renda *per capita* no Ceará entre 2003 e 2009 (%)

Simulações	Grau de desigualdade (Coeficiente de Gini)	Contribuição para a redução na desigualdade (%)	Determinantes
Situação em 2003	56.7		
Se as distribuições de renda familiar por adulto e da porcentagem de adultos de 2009 fossem iguais às de 2003	56.4	12.6	Associação entre a porcentagem de adultos e a renda por adulto
Se a distribuição de renda familiar por adulto de 2009 fosse igual a de 2003	55.8	21.8	Distribuição do percentual de adultos
Se as distribuições de renda do trabalho por adulto e renda não trabalho por adulto de 2009 fossem iguais as de 2003	55.5	15.0	Associação entre renda derivada do trabalho por adulto e renda não derivada do trabalho por adulto
Se a distribuição de renda do trabalho por adulto de 2009 fosse igual a de 2003	54.3	48.3	Distribuição da renda não derivada do trabalho
Situação em 2009	54.2	2.2	Distribuição da renda do trabalho por adulto

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2003 e 2009.

4.3. A contribuição da taxa de ocupação e dos rendimentos do trabalho

Nas estimativas da tabela 3 são apresentadas a contribuição da renda derivada do trabalho por adulto em termos de taxa de ocupação dos membros adultos da família e a renda do trabalho por trabalhador. A mudança na distribuição do percentual de adultos ocupados contribuiu com apenas 4,9% na redução da desigualdade de renda *per capita*. Por sua vez, a contribuição da mudança na distribuição da renda do trabalho por trabalhador na queda da desigualdade de renda *per capita* no Ceará entre 2003 e 2009 foi de 12,4%. A associação entre as distribuições da taxa de ocupação e da renda do trabalho por trabalhador apresentou uma contribuição negativa de 15,1%.

Tabela 3 - Contribuição da taxa de ocupação, da renda do trabalho por trabalhador e associações para explicar a redução no grau de desigualdade de renda *per capita* no Ceará entre 2003 e 2009 (%)

Simulações	Grau de desigualdade (Coeficiente de Gini)	Contribuição para a redução na desigualdade (%)	Determinantes
Situação em 2003	56.7		
Se as distribuições de renda familiar por adulto e da porcentagem de adultos de 2009 fossem iguais às de 2003	56.4	12.6	Associação entre a porcentagem de adultos e a renda por adulto
Se a distribuição de renda familiar por adulto de 2009 fosse igual a de 2003	55.8	21.8	Distribuição do percentual de adultos
Se as distribuições de renda do trabalho por adulto e renda não trabalho por adulto de 2009 fossem iguais as de 2003	55.5	15.0	Associação entre renda derivada do trabalho por adulto e renda não derivada do trabalho por adulto
Se a distribuição de renda do trabalho por adulto de 2009 fosse igual a de 2003	54.3	48.3	Distribuição de renda não derivada do trabalho
Se as distribuições de renda do trabalho por trabalhador e da porcentagem de adultos ocupados de 2009 fossem iguais a de 2003	54.6	-15.1	Associação entre a porcentagem de adultos ocupados e a renda derivada do trabalho por trabalhador
Se a distribuição de renda do trabalho por trabalhador de 2009 fosse igual a de 2003	54.5	4.9	Distribuição do percentual de adultos ocupados
Situação em 2009	54.2	12.4	Distribuição da renda do trabalho por trabalhador

Fonte: Estimativas produzidas com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2003 e 2009.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Desde o surgimento e disponibilidade das bases de dados de pesquisas domiciliares no Brasil, e em particular a base de dados da PNAD do IBGE, é fato que a primeira década do século XXI representou um processo de contínua e acelerada queda da desigualdade de renda no Brasil. Fatores como o mercado de trabalho, demografia e transferências governamentais estão entre os candidatos responsáveis pela melhor distribuição de renda no Brasil.

A partir de simulações contrafactuais e fazendo-se largo uso de uma metodologia aperfeiçoada pelo economista Ricardo Paes de Barros e sua equipe, este trabalho procurou identificar e quantificar quais os principais determinantes para a redução da desigualdade na última década no estado do Ceará, estado caracterizado como uma das principais forças econômicas da região Nordeste, e sendo esta também tradicionalmente caracterizada como detentora de um dos piores indicadores sociais do país.

O senso comum da literatura é que o grau de desigualdade de renda no Brasil começa a declinar de forma sistemática e acentuada a partir de 2001. Este trabalho considerou o período 2003-2009 (período de acentuado crescimento econômico e caracterizado também por ganhos substancialmente maiores em favor dos mais pobres na economia cearense).

Três importantíssimos resultados podem aqui ser enfatizados. Apesar da renda não derivada do trabalho representar apenas 1/3 da renda total, cerca de 48% do declínio da desigualdade é explicada por ela. Em particular, pode-se destacar o programa Bolsa Família tendo em conta que

no período em análise coincide-se com um aumento no seu grau de cobertura, aumento do benefício oferecido bem como um maior grau de concentração na população mais carente.

Em segundo lugar, mesmo que modesta quando comparada a renda não derivada do trabalho, deve-se destacar a distribuição da renda do trabalho por trabalhador e a distribuição do percentual de adultos ocupados. Juntos eles contribuem com pouco mais de 17% para a redução da desigualdade. Tendo em conta que estes dois fatores estão de maneira intrínseca ligados a produtividade do trabalhador, pode-se afirmar que uma parcela importante que explica a queda da desigualdade está associada a melhorias no capital humano que forma a força de trabalho do Ceará.

Já a variação na distribuição do percentual de adultos explica mais de 1/5 da queda da desigualdade. Por sua vez, a associação entre a percentagem de adultos e a renda por adulto e o percentual de adultos explicam mais 1/3 da queda recente da desigualdade. Isso mostra o quão pode ser importante o impacto demográfico para expansão da economia e, particularmente, para redução da desigualdade.

Esses resultados mostram que as políticas públicas no Estado do Ceará podem ter um papel central para uma sociedade mais igualitária. De fato, no caso dos programas de transferências de renda, como o Bolsa Família, e considerando a larga escassez de recursos, a literatura mostra ser ele um instrumento muito mais eficaz e eficiente *via-à-vis* a outros instrumentos, como aumento de salário mínimo, caso os objetivos dos formuladores de política sejam uma maior redução da pobreza e da desigualdade [ver Barros (2007)].

No caso da produtividade do trabalho, estudos clássicos já demonstraram o grande fosso existente entre progresso tecnológico intenso e a lenta expansão educacional [Langoni (1973), Reis e Barros (1991), Menezes-Filho (2001)]. Sem dúvida, caso o Estado do Ceará almeje uma maior equidade social é imprescindível a busca pela manutenção da melhora da qualidade de sua força de trabalho. Aliado a isso, tem-se a maior oferta de trabalho decorrente do “bônus demográfico” podendo ser este também um forte mecanismo na redução da desigualdade no Ceará.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGHION, P.; CAROLI, E.; PENALOSA G. Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. **Journal of Economic Literature**, v.37, n.4, p.1615-1660, dec., 1999.

BARROS, R. P. A Efetividade do Salário Mínimo em Comparação à do Programa Bolsa Família como Instrumento de Redução da Pobreza e da Desigualdade. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (ORG). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007. cap. 34, v.2.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **Acesso ao Trabalho e Produtividade no Brasil: implicações para crescimento, pobreza e desigualdade**. Rio de Janeiro: Ipea, 2004.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. Uma Análise das Principais Causas da Queda Recente na Desigualdade de Renda Brasileira. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.117-147, jun. 2006a.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **Conseqüências e Causas Imediatas da Queda Recente da Desigualdade de Renda Brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 2006b. (Texto para Discussão, 1.201).

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **Uma Análise das Principais Causas da Queda Recente na Desigualdade de Renda Brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, ago. 2006c. (Texto para Discussão, 1.203).

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (ORG). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007a. cap. 2, v.1.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. A Importância da Queda Recente da Desigualdade na Redução da Pobreza. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (ORG). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007b. cap. 10, v.1.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. Determinantes Imediatos da Queda da Desigualdade de Renda Brasileira. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (ORG). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007c. cap. 12, v.1.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **Determinantes Imediatos da Queda da Desigualdade de Renda Brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2007d. (Texto para Discussão, 1.253).

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **A Importância da Queda Recente da Desigualdade na Redução da Pobreza**. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2007e. (Texto para Discussão, 1.256).

- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2007f. (Texto para Discussão, 1.258).
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. Determinantes da Queda na Desigualdade de Renda no Brasil. In: CASTRO, J. A.; RIBEIRO, J. A. C. **Situação Social Brasileira 2007**. Brasília: Ipea, 2009.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **Determinantes da Queda na Desigualdade de Renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2010. (Texto para Discussão, 1.460).
- BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **Discriminação e Segmentação no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 2007a. (Texto para Discussão, 1.288).
- BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **A Recente Queda da Desigualdade de Renda e o Acelerado Progresso Educacional Brasileiro da Última Década**. Rio de Janeiro: IPEA, set. 2007b. (Texto para Discussão, 1.304).
- BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. O Papel das Transferências Públicas na Queda Recente da Desigualdade de Renda Brasileira. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (ORG). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007c. cap. 16, v.2.
- BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. A Recente Queda da Desigualdade de Renda e o Acelerado Progresso Educacional Brasileiro da Última Década. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (ORG). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007d. cap. 26, v.2.
- BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. Discriminação e Segmentação no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Renda no Brasil. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (ORG). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007e. cap. 28, v.2.
- BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MEDONÇA, R. Desigualdade e Pobreza no Brasil. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v.15, n.42, p.123-142, jan., 2000.
- CAMARGO, J. M.; GIAMBIAGI, F. (ORG). **Distribuição de Renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 2000.
- FARRELL, D. **O Imperativo da Produtividade**. Lisboa: Actual Editora, 2009.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. **Determinants of Crime Rates in Latin America and the World**. The World Bank, 1998.
- FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J.; ULYSSEA, G. A. Ascensão e Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.147-169, jun., 2006.
- FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J.; ULYSSEA, G. A. Ascensão e Queda da Desigualdade de Renda no Brasil: uma atualização para 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.

- N.; ULYSSEA, G. (ORG). **Desigualdade de Renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2007. cap. 11, v.1.
- HOFFMANN, R. As Transferências não são a Causa Principal da Redução da Desigualdade. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.7, n.2, p.335-341, dez., 2005.
- HOFFMANN, R. Transferências de Renda e a Redução da Desigualdade no Brasil e cinco Regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.55-81, jun., 2006.
- HOFFMANN, R. Transferências de Renda e Redução da Desigualdade no Brasil e em Cinco Regiões, entre 1997 e 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (ORG). **Desigualdade de Renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2007. cap. 15, v.2.
- IPECE. **Síntese de Indicadores Sociais 2008**.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a Recente Queda da Desigualdade no Brasil**. Nota Técnica: ago., 2006.
- LANGONI, C. G. **Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, 2005 (1ª Edição em 1973).
- MENEZES-FILHO, N. A. Educação e Desigualdade. In: MENEZES-FILHO, N.; LISBOA, M. (ORG). **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: EPGE-FGV, 2001b.
- RAMOS, L.; MENDONÇA, R. Pobreza e Desigualdade de Renda no Brasil. In: GIAMBIAGI, F.; CASTRO L. B.; VILLELA A (ORG). **Economia Brasileira Contemporânea (1945-2004)**. Rio de Janeiro: Campus, 2005.
- RAMOS, L. A Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Período Pós-Real: O Papel da Escolaridade e do Desemprego. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.11, n.2, p.281-301, abr-jun., 2007.
- RAMOS, L. Desigualdade de Rendimentos do Trabalho, de 1995 a 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (ORG). **Desigualdade de Renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2007. cap. 24, v.2.
- REIS, J.; BARROS, R. Wage Inequality and Distribution of Education. **Journal of Development Economics**, v.36, n.1, p.117-143, jul., 1991.
- ROCHA, S. **Pobreza no Brasil**. Afinal, de que se Trata? Rio de Janeiro: FGV, 2001.
- SILVEIRA NETO R. M.; GONÇALVES, M. B. C. Mercado de Trabalho, Transferências de Renda e Evolução da Desigualdade de Renda no Nordeste do Brasil entre 1995 e 2005. **Anais**, Encontro Regional de Economia, 12, Fortaleza, 2007.
- SOARES, F. V.; SOARES, S. S. D.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO. R. G. Programas de Transferência de Renda no Brasil: Impactos sobre a Desigualdade. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (ORG). **Desigualdade de Renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2007. cap. 17, v.2.

SOARES, S. S. D. **Distribuição de Renda no Brasil de 1976 a 2004 com Ênfase no Período entre 2001 e 2004**. Brasília: IPEA, fev., 2006a. (Texto para Discussão, 1.166).

SOARES, S. S. D. Análise do Bem-Estar e Decomposição por Fatores da Queda na Desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.83-115, jun., 2006b.

UMA AVALIAÇÃO DE IMPACTO E RETORNO ECONÔMICO DO PLANO SETORIAL DE QUALIFICAÇÃO (PLANSEQ)

Francis Carlo Petterini¹

Resumo: O PLANSEQ possui um orçamento anual de cerca de R\$ 300 milhões (recursos do FAT). Entretanto, as avaliações de impacto e retorno econômico de seus programas são raras (ou inexistentes). O artigo preenche esta lacuna ao estudar o caso do programa da CDL de Fortaleza, realizado em 2009, onde o impacto estimado sob a empregabilidade dos tratados foi de 11,1%. Como não havia dados primários para a construção de um grupo de controle propôs-se o uso da PNAD/IBGE e da PED/DIEESE-SEAD, gerando outra contribuição para futuras avaliações. Por fim, a análise aponta que o investimento de R\$ 1,1 milhão deve gerar de R\$ 5,1 milhões de retorno para a sociedade. **Palavras-chave:** avaliação de impacto e retorno econômico; qualificação de mão-de-obra.

Abstract: The PLANSEQ has an annual budget around R\$ 300 million. Nevertheless, impact evaluations and economic return analysis of its programs are rare (or nonexistent). The article fills this gap by studying the case of the CDL program in Fortaleza, conducted in, where the impact estimated on the employability was of 11.1%. As there were no primary data to construct a control group was proposed the use of PNAD/IBGE and PED/DIEESE-SEAD, generating another contribution to future evaluations. The analysis also shows that the investment of R\$ 1.1 million can to generate R\$ 5.1 million for the society. **Key-words:** impact and economic return evaluation; labor qualification.

1. INTRODUÇÃO

Um dos principais componentes da política brasileira de emprego, trabalho e renda é o Plano Nacional de Qualificação (PNQ)¹. O plano atua em três frentes: (i) “programas territoriais” em parceria com estados, municípios e entidades sem fins lucrativos, buscando atender demandas por qualificação identificadas com base na territorialidade; (ii) “programas especiais” em parceria com entidades do movimento social e organizações não-governamentais, buscando construir metodologias e tecnologias de qualificação; e, (iii) “programas setoriais”, ou PLANSEQs, em parceria com sindicatos, empresas, movimentos sociais ou governos municipais e estaduais que precisam atender demandas emergenciais, estruturantes ou de qualificação mais específicas.

O PLANSEQ, em seu conjunto, possui um orçamento anual de cerca de R\$ 300 milhões, oriundo do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) – ver MTE (2010). Mas apesar de muitos programas já terem sido realizados com seus recursos, quase não existem (ou inexitem) avaliações de impacto e retorno econômico documentadas na literatura². Assim, o artigo procura preencher esta lacuna a partir de um estudo de caso.

O caso em questão é o seguinte: em 2008, a Câmara de Dirigentes Lojistas de Fortaleza (CDL) celebrou um convênio com Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) para um programa na área de comércio e serviços. O objetivo foi promover a qualificação de 1,5 mil trabalhadores, ao longo de 2009, através da realização de cursos para um público alvo formado por: (i) jovens que buscam 1º emprego; e, (ii) trabalhadores sem ocupação, preferencialmente mulheres chefes de famílias com mais de 40 anos. Todos deveriam possuir,

¹ Minicurriculo: Doutor em Economia pelo CAEN/UFC. Professor dos Cursos de Ciências Econômicas e Finanças da UFC – Campus de Sobral. E-mail: petterini@ufc.br
Endereço: Rua Anahid Andrade, 471 - Praça Senador Figueira; CEP 62.011-000; Centro - Sobral – CE.

ou estar cursando, o ensino médio.

Para participar, os interessados faziam suas inscrições nas principais unidades do SINE de Fortaleza. A seleção foi realizada pelos seguintes critérios: (i) ordem de inscrição; (ii) checagem de documentos comprobatórios; e, (iii) um teste simples de matemática e redação.

Os cursos, todos de 200 horas/aula, característica dos PLANSEQs, foram realizados nas áreas de: operador de caixa; auxiliar de escritório; almoxarife; assistente administrativo; repositor de mercadorias; vendedor; e, promotor de vendas.

O programa envolveu R\$ 1,1 milhão. Dinheiro público. Então é importante que se faça uma avaliação de impacto e retorno econômico deste investimento. Ou seja, verificar se o programa obteve o impacto desejado e, em caso afirmativo, se o investimento valeu a pena para a sociedade.

Assim, a principal contribuição do artigo é a apresentar as estimativas de impacto deste programa sobre a empregabilidade na área de comércio e serviços de Fortaleza. Além disso, traduz-se o impacto na empregabilidade em renda futura dos participantes e apresenta-se uma análise de seu custo/benefício social.

Outra contribuição do artigo é a discussão de como pode ser montado um grupo de controle para os tratados através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do IBGE, ou da Pesquisa de Emprego Desemprego (PED), da parceria DIEESE-SEAD. Pois, como ainda é comum no Brasil, nas diretrizes originais do programa não houve uma preocupação em mensurar os contra factuais.

Além desta introdução, o trabalho está estruturado da seguinte forma: na seção 2 se apresenta os grupos de tratamento e controles; na seção 3 a estratégia de identificação; na seção 4 se apresenta uma análise descritiva da base de dados; na seção 5 se expõe os resultados estimados e uma análise de robustez; na seção 6 se discute o retorno econômico do programa; e, por fim, a seção 7 apresenta as considerações finais.

2. TRATADOS E CONTROLES

Para avaliar o impacto do PLANSEQ através do programa da CDL utilizam-se três fontes de dados, uma primária (para os tratados) e duas secundárias (para os controles).

Quanto a primária, a organização do programa guardou os registros dos 1.518 alunos. Cerca de um mês após o término da última turma, em janeiro de 2010, a organização buscou contatar os alunos por telefone, perguntando se estavam ou não empregados. Conseguiram localizar 1.284 deles, e mais de 2/5 respondeu que estavam empregados e, em geral, comentavam que deviam isso ao programa³.

¹ No Brasil, tal política é denominada por Sistema Público de Emprego, Trabalho e Renda (SPETR), que é essencialmente um conjunto de nove instrumentos: salário mínimo; seguro desemprego; intermediação da mão - de-obra, SINE; carteira de trabalho; PNQ; abono salarial; políticas de juventude; programas de geração de emprego e renda; e, programa de microcrédito produtivo orientado. Detalhes em Brasil (2010).

² A única avaliação encontrada foi Oliveira e Rios-Neto (2007), que estudam o impacto de um programa do Plano Nacional de Qualificação Profissional (PLANFOR), outro componente do PNQ, na Região Metropolitana de Belo Horizonte, em relação a duração da taxa de desemprego dos participantes.

³ Até porque muitos logistas ligados a CDL procuram diretamente os egressos para contratação.

Assim organizou-se a base de dados primária, tendo como indicador de impacto a empregabilidade dos egressos.

Infelizmente, como ainda é comum na elaboração e monitoramento de programas no Brasil, a organização não guardou os registros das inscrições em espera e dos não selecionados. Dessa forma, perdeu-se a possibilidade de construir um grupo de controle

através de dados primários, forçando intrepidamente a se usar bases de dados secundárias para tal.

Além disso, como será apresentado adiante, também se deixou de coletar um conjunto de informações potencialmente importantes para estimar o impacto do programa. Mas, como argumentado por Ravallion (2001), não será por conta destas limitações que será impossível uma avaliação. É preciso usar a criatividade.

Assim, uma estratégia foi usar a PNAD. Mas isto, é claro, tem seus custos na aferição de impacto. E o mais notório deles é que a PNAD foi aplicada em setembro de 2009, ou seja, há uma diferença de quatro meses entre as respostas dos grupos de tratamento e controle. Como no mês de janeiro o comércio está aquecido, possivelmente se superestimar o impacto na empregabilidade nessa estratégia. Mas, apesar disso, se manterá essa possibilidade até o final do trabalho, na esperança de ser uma referência útil para outras avaliações do PLANSEQ.

O filtro aplicado na PNAD, naturalmente, iniciou por selecionar todas as pessoas entrevistadas na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF). A seguir, dado que todos os tratados estavam desempregados no fim de 2008, selecionaram-se aqueles que na semana de referência... (i) tinham emprego⁴; e, (ii) estavam ininterruptamente empregados a menos de 12 meses⁵; e, (iii) este emprego era em um setor relacionado aos cursos oferecidos ao tratamento⁶. Ou então... (i) não tinham emprego⁷; e, (ii) se mantiveram desempregados ao longo do ano⁸; e, (iii) tomaram providências para sair do desemprego ao longo do ano⁹.

O passo seguinte foi filtrar idade e escolaridade de acordo com o grupo de tratamento, considerando que o tratado mais jovem possuía 15 anos, o mais velho 56 e que todos possuíam escolaridade máxima equivalente ao nível médio (completo ou não)¹⁰. Assim, ao final obteve-se um grupo de controle com 441 observações (aproximadamente 1/4 empregados).

A segunda estratégia para montar o grupo de controle foi usar a PED/DIEESE-SEAD aplicada pelo Instituto de Desenvolvimento do Trabalho (IDT), órgão ligado a Secretaria do Trabalho e Empreendedorismo do Estado do Ceará. Ao contrário da PNAD, pela PED é possível se fazer um desenho de controle para janeiro de 2010 e específico para Fortaleza – mais do que para a RMF como um todo – então parece ser uma base de dados mais adequada para o caso.

Devido às diferenças de questionário, os filtros seguintes diferem entre PNAD e PED. Nesse sentido, na PED inicia-se selecionando a idade e a escolaridade adequada ao grupo de tratamento, o município de residência e o pertencimento a População Economicamente Ativa (PEA)¹¹. E, em seguida, se a pessoa ocupada trabalha no ramo de comércio ou serviço ininterruptamente a menos de 12 meses; e se a pessoa desocupada tomou providências para sair do desemprego ao longo do ano¹². Ao final obteve-se um grupo de controle com 551 observações (aproximadamente 1/3 empregados).

3. ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

Para estimar o impacto sobre a empregabilidade dos indivíduos (que se inscreveram no programa) é preciso saber o que teria acontecido com eles caso não tivessem participado do programa. Isto leva ao conhecido problema do contrafactual não observado, que será tratado com as seguintes definições: sendo um indicador binário da situação (pós-programa) para o indivíduo, caso ele não tivesse se inscrito no programa, onde =1 aponta “empregado” e “desempregado”; sendo um indicador binário da situação (pós-programa) caso ele

⁴ Em *syntax* do *software* SPSS... (V9001 = 1 | V9002 =2).

⁵ (V9062 = 4 & (V9611 = 0 & V9612 < 12)).

⁶ (V9907 >= 53010 & V9907 <= 53113).

⁷ V9001 = 3.

⁸ V9067 = 3.

⁹ (V9115 = 1 | V9116 = 2 | V9117 = 1 | V9118 = 2).

¹⁰ ((V0602 = 2 & (V6003 = 2 | V6003 = 4)) | (V0602 = 4 & (V6007 = 2 | V6007 = 3 | V6007 = 5 | V6007 = 7))).

¹¹ (C020 >= 15 & C020 <= 56) & C102 = 2 & A020 = 440 & (Q170 = 1 | Q170 = 2).

¹² (Q170 = 1 & Q180 = 1 & (Q260 > 400 & Q260 < 500)) | (Q170 = 0 & (Q162 >= 12 & Q162 <= 1)).

tivesse se inscrito no programa, onde $D=1$ aponta “empregado” e $D=0$ “desempregado”; e $T=1$ apontando que o indivíduo se inscreveu no programa e $T=0$ o contrário. É possível observar D e T , mas nunca observar D e T e. Este é o *problema básico da inferência causal*, que essencialmente é um problema de dados faltantes.

A ideia é mensurar como o tratamento pode aumentar as chances de emprego de um trabalhador desempregado. Assim, é possível escrever essa relação como¹³:

$$[1] \quad E(Y|D=1, T=1) - E(Y|D=1, T=0) = \tau + \beta(D-0.5) + \gamma(T-0.5) + \delta(D-0.5)(T-0.5)$$

Não existem dados para se estimar τ , mas existem dados para se estimar β . Então, com uma simples manipulação algébrica, τ pode ser reescrito como:

$$\tau = E(Y|D=1, T=1) - \beta(D-0.5) - \gamma(T-0.5) - \delta(D-0.5)(T-0.5)$$

Note que sempre que de τ no lugar de β (este é o viés de seleção), que surge quando o grupo de controle é muito diferente do tratamento.

O controle pode ser muito diferente em termos de variáveis potencialmente observáveis (cor, local onde mora, se estuda na rede pública ou privada, renda familiar etc.), mas que não foram tabuladas para o grupo de tratamento, como é o presente caso, ou em termos de variáveis realmente não observáveis (força de vontade, motivação etc.).

Como estratégia para estudar esse potencial viés (e então mitigá-lo), se usará o protocolo exposto em Becker e Ichino (2002) e Khandker, Koolwal e Samad (2010). Para tanto, admite-se que cada indivíduo possui um conjunto de características observáveis, definido por X , e se define o “escore de propensão” (ao tratamento) por $P(X)$. Assim, com uma iteração de expectativas observa-se que:

$$[2] \quad E(Y|D=1, T=1) - E(Y|D=1, T=0) = \tau + \beta(D-0.5) + \gamma(T-0.5) + \delta(D-0.5)(T-0.5)$$

O ponto chave aqui é poder usar $E(Y|D=1, T=1) - E(Y|D=1, T=0)$, lado esquerdo de [2], para se estimar o efeito do tratamento (equação [1]). Mas sob quais circunstâncias é possível usar $E(Y|D=1, T=1) - E(Y|D=1, T=0)$ e garantir que o viés de seleção foi mitigado?

Rosenbaum e Rubin (1983) mostram que se a exposição ao tratamento é aleatória uma vez que se controla pelo conjunto das características observáveis X , a chamada *balancing hypothesis* é também satisfeita ao se controlar por $P(X)$. Este resultado é importante por questões de dimensionalidade, possibilitando se trabalhar com o escalar $P(X)$ ao invés de todo X .

Se *balancing hypothesis* puder ser aceita, então as observações com escore de propensão semelhante têm semelhante distribuição de características observáveis (e não observáveis), independente do fato de terem sido tratadas ou não. Como resultado, tem-se que $E(Y|D=1, T=1) - E(Y|D=1, T=0)$ e que é possível mitigar o viés.

Formalmente, as seguintes hipóteses (de identificação) são necessárias para garantir

este resultado: *ignorabilidade do tratamento*: $(\theta = 0)$, isto é, os resultados (potenciais) são independentes do tratamento condicionado nas características observáveis; e, *suporte comum*: $(\theta = 0)$ para X , onde θ é suporte da distribuição de X . Isto garante comparabilidade entre os dois grupos, ou seja, não há valor de X para o qual se possa dizer com certeza a qual grupo um indivíduo pertence.

Na prática, a estratégia de identificação via escore de propensão (e pareamento) segue os seguintes passos: (i) estima-se (θ) por um modelo econométrico padrão (e.g. Probit); (ii) tendo a estimativa de (θ) em mãos, fraciona-se o intervalo unitário em outros intervalos por algum critério; (iii) seleciona-se a área de suporte comum, isto é, define-se uma região onde $(\theta) \in \theta_{\text{comum}}$, de tal forma a excluir-se da amostra os indivíduos não conectadas ao suporte comum (detalhes em Heckman, Ichimura e Todd, 1997); (iv) em cada intervalo dentro do suporte comum, testa-se se o escore de propensão médio não difere entre tratados e controles. Caso escore de propensão médio seja diferente em algum intervalo, faz-se uma nova participação e repete-se os dois passos anteriores; (v) tendo encontrado θ_{comum} intervalos sob o suporte comum, onde as estimativas de (θ) não difiram, testa-se se a média das características dentro de cada intervalo não difere entre tratados e controles (*balancing hypothesis*); (vi) se o teste do passo anterior falhar é preciso voltar para o primeiro passo e tentar uma nova especificação para o escore de propensão, caso contrário, segue-se com o protocolo; (vii) uma inspeção visual pode ser feita através da comparação de densidade da estimativa de (θ) sob o suporte comum, separando-se tratados e controles. É de se esperar alguma sobreposição dos histogramas, indicando semelhança entre os grupos de tratamento e controle; e, (viii) com as unidades conectadas ao suporte comum (e pareadas), pode-se estimar por um modelo econométrico adequadamente especificado ou através de estimadores

baseados no escore de propensão.

O sucesso do protocolo em mitigar o viés depende de não haver variáveis não-observadas que afetem os resultados (de participar do tratamento) de forma diferenciada nos grupos de tratamento e controle. A estratégia de identificação apontará se os grupos de tratamento e controle são suficientemente parecidos para mitigar o viés. Caso afirmativo, pode-se proceder a uma estimativa de impacto sobre a empregabilidade seguindo, por exemplo, a ideia exposta em Card e Sullivan (1988).

Nesse sentido, assume-se que a empregabilidade (Y) , que assume o valor 1 quando o indivíduo está empregado e 0 no caso contrário, é uma função indicadora de uma variável latente (Y^*) . Onde β é um parâmetro, X é uma variável binária que indica se o indivíduo passou pelo programa, Z é um vetor linha de características observáveis, γ é um vetor coluna de parâmetros e ϵ é um índice de características não observáveis. Se ocorrer o indivíduo está empregado, caso contrário não. Assim, formalmente escreve-se:

O objetivo é estimar β , então, note que $Y^* = \beta X + Z\gamma + \epsilon$. Sob a hipótese de que a função de distribuição de probabilidade de ϵ é simétrica, e (definindo) (P) como sua função cumulativa de probabilidade, pode-se escrever:

Assumindo uma forma para (P) (e.g. a de uma normal padrão), é possível estimar o impacto para cada indivíduo com um conjunto particular de características (e.g. homem, entre 20 e 25 anos, com ensino médio completo) tal que:

[4] E não estimar o) impacto do programa sobre a empregabilidade através de:

Em suma, a estratégia de identificação é encadeada na seguinte sequência: a organização do programa não se preocupou em elaborar um grupo de controle; recorre-se então a PNAD e a PED para isso; como existe o risco dos grupos de tratamento e controle serem muito diferentes, gerando viés na estimação de τ , se recorrerá a técnica do pareamento no escore de propensão; dentre as observações pareadas (sob o suporte comum (X_0, X_1)) se estimará τ (equação [3]); se definirá um conjunto de características dos indivíduos pertencentes a base de dados, de forma a construir um número finito de “tipos de pessoas” para computar τ (equação [3]); se estimará o efeito do tratamento na empregabilidade para cada tipo de pessoa – equação [3]; se estimará τ através de uma média ponderada pela frequência em que se observa estes tipos de pessoas – equação [4]; e, por fim, se analisará a robustez dos resultados estimados (discutido a seguir).

A estratégia de estimar o impacto usando a equação [4] possui uma vantagem e uma desvantagem. A vantagem é que construir um número finito de “tipos de pessoas”, e conduzir a avaliação desta forma, facilitará a análise de retorno econômico que será apresentada adiante. A desvantagem é que, ao arbitrar a construção destes “tipos de pessoas”, pode-se estar dando mais (ou menos) peso para alguns tipos, superestimando (ou subestimando) o impacto.

Então é necessário que se faça uma análise de robustez sobre o resultado encontrado pela estimação de [4]. Onde se propõem usar dois outros estimadores de efeito tratamento médio sobre os tratados, baseados no escore de propensão (descritos em Becker e Ichino, 2002): (i) *Nearest Neighbor Matching*; e, (ii) *Radius Matching*. É de se esperar estimativas semelhantes a encontrada através da equação [4].

4. DADOS E ANÁLISE DESCRITIVA

As inscrições para o programa ocorreram no início de 2009 nas principais unidades do SINE de Fortaleza. Os relatórios apontam que a seleção dos alunos acabou focalizando, prioritariamente, na ordem de chegada, e depois nos jovens até 24 anos, em busca do 1º emprego, que nunca tiveram a carteira de trabalho assinada, e que possuíam no mínimo ensino médio incompleto, e, por último, nos desempregados que já possuíam alguma experiência no mercado formal. Os cursos foram oferecidos ao longo de 2009 para várias turmas.

A Tabela 1, abaixo, apresenta média e desvio padrão das variáveis observadas por grupos de tratamento e controles. Infelizmente, a organização do programa deixou de coletar uma série de variáveis potencialmente importantes para a análise de impacto. Na verdade, se limitou a coletar apenas as reportadas abaixo.

Note, primeiramente, que 41,5% dos indivíduos do grupo de tratamento estavam empregados. Por outro lado, 24,0 e 32,7% dos grupos de controle da PNAD e da PED, respectivamente, estavam empregados. Apesar dessas aparentes diferenças na empregabilidade, pelos argumentos já apresentados, ainda não é possível atribuir sucesso ao programa. É preciso ter alguma segurança de que os grupos são comparáveis.

A proporção de homens é relativamente semelhante entre os três grupos, o que já não se pode afirmar para a proporção de concludentes do ensino médio. Quanto a esta variável, condição necessária para a inscrição no programa, 51,9% dos indivíduos do grupo de tratamento havia completado os estudos em questão, em contraste aos 78,0 e 73,7% dos grupos de controle da PNAD e da PED, respectivamente.

Possivelmente isso se deve ao fato que os principais meios de divulgação do programa foram a Internet (página da CDL, lista de e-mails e redes sociais) e o rádio. Pois havia um maior interesse pelo público jovem (conseqüentemente, ainda na escola).

Tabela 1 – Média e Desvio Padrão das variáveis coletadas por grupos

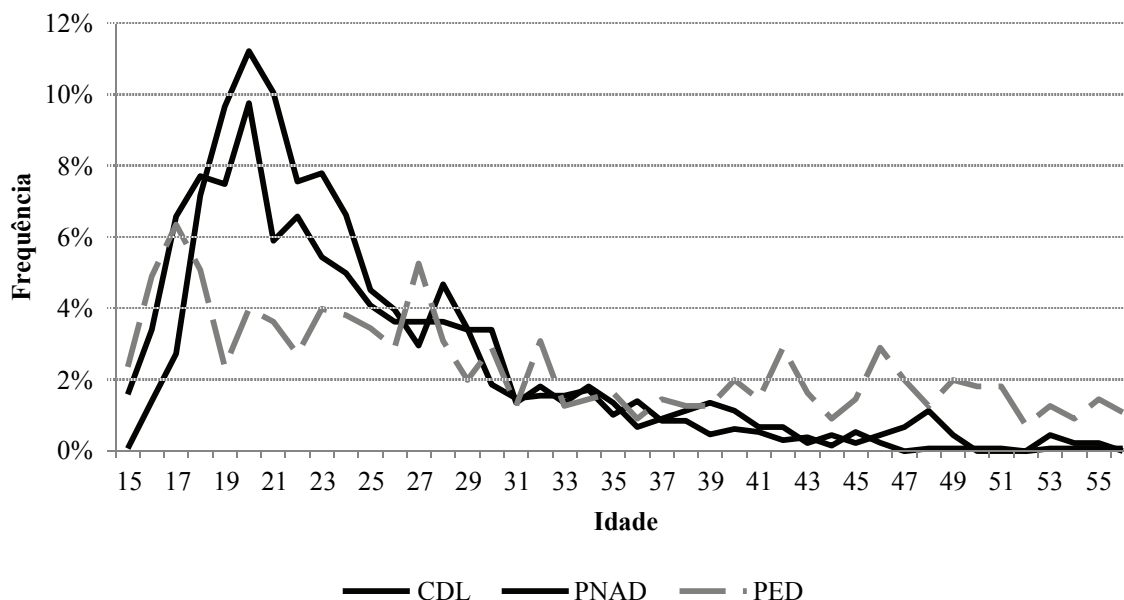
Variável	Tratamento (dados primários da CDL, 1.284 observações)		Controle 1 (PNAD, 441 observações)		Controle 2 (PED, 551 observações)	
	Média	Desvio	Média	Desvio	Média	Desvio
Empregado	41,5%	49,3%	24,0%	42,8%	32,7%	46,9%
Homem	33,3%	47,1%	39,2%	48,9%	39,6%	48,9%
Ensino Médio Completo	51,9%	50,0%	78,0%	41,5%	73,7%	44,1%
Idade (em anos)	24,30	6,31	25,05	8,00	30,65	11,87

Fonte: CDL/Fortaleza, PNAD e PED. Elaboração Própria.

A variável que deve ser observada com mais atenção aqui é a idade, particularmente por conta da construção dos “tipos de pessoas” para estimar – equação [3]. Salienta-se que o indivíduo mais jovem da base de dados possui 15 anos, o mais velho 56. Logo, existem 42 “tipos” de idade. Os quais, associados aos 4 tipos de pessoas envolvendo as variáveis sexo e ensino médio¹⁴, geram 168 potenciais tipos. Um número pouco parcimonioso, mas que pode ser reduzido.

Considerando a densidade total das idades (sem separação entre tratamento e controles), o primeiro quartil é limitado por 19 anos (incluindo esse valor), o segundo por 22 anos (incluindo esse valor) e o terceiro por 28 anos (incluindo esse valor). Assim, usando 4 intervalos para a variável idade, definidos pelos quartis, optou-se por trabalhar com 16 “tipos de indivíduos” para estimar . Abaixo, o Gráfico 1 ilustra a frequência das idades por grupos de tratamento e controles.

Gráfico 1 – Frequência das idades por grupos de tratamento e controles



Fonte: CDL/Fortaleza, PNAD e PED. Elaboração Própria.

¹⁴ Homem com ensino médio completo, homem com ensino médio incompleto, mulher com ensino médio completo e mulher com ensino médio incompleto.

5. RESULTADOS ESTIMADOS

A questão chave da estimativa do impacto do programa na empregabilidade é mitigar um possível viés de seleção, originado de diferenças significativas entre indivíduos dos grupos de tratamento e controles. Como mencionado anteriormente, a estratégia que será usada aqui para testar se os grupos são comparáveis é seguir o protocolo exposto em Becker e Ichino (2002) e Khandker, Koolwal e Samad (2010).

Para tanto, inicia-se estimando um modelo Probit para o escore de propensão, (π) , usando como variáveis explicativas para a participação no programa, além da constante, *dummies* para: homem; ensino médio completo; e, idade estar nos intervalos $(18, 24)$, $(25, 34)$ e $(35, 44)$. Infelizmente, estas são todas as variáveis observadas no grupo de tratamento, então, potencialmente existem variáveis importantes para a aferição do impacto que estão sendo omitidas. Mas se fará o melhor possível com os dados disponíveis. Os resultados estão expostos a seguir¹⁵, na Tabela 2, usando como controle os dados da PNAD e depois da PED.

Tabela 2 – Valores estimados para um modelo Probit para (π)

Variável explicativa	Controle 1: PNAD			Controle 2: PED		
	Parâmetro	Desvio	Estatística z	Parâmetro	Desvio	Estatística z
Homem	-0,15	0,07	-2,17	0,07	-2,74	0.01
Ensino médio completo	-1,08	0,09	-11,58	-0,53	0,08	-6.42
Idade (18, 24)	0,68	0,11	6,35	0,76	0,11	6.96
Idade (25, 34)	0,90	0,11	7,98	0,48	0,10	4.63
Idade (35, 44)	0,73	0,12	6,10	-0,17	0,11	-1.57
Constante	0,82	0,08	10,40	0,70	0,08	9.25
Pseudo R ²	0,0892			0,0956		

A discussão sobre os parâmetros estimados para o escore de propensão não é essencial, mas sim o protocolo que segue a estimação. Nesse sentido, observa-se que o suporte comum ficou definido pelos intervalos $(18, 24)$ para o controle via PNAD e $(18, 24)$ para o controle via PED. Como todos os indivíduos, em ambos os controles, tinham seu escore de propensão estimado conectado ao suporte comum, não se excluiu nenhuma observação da amostra nos passos seguintes.

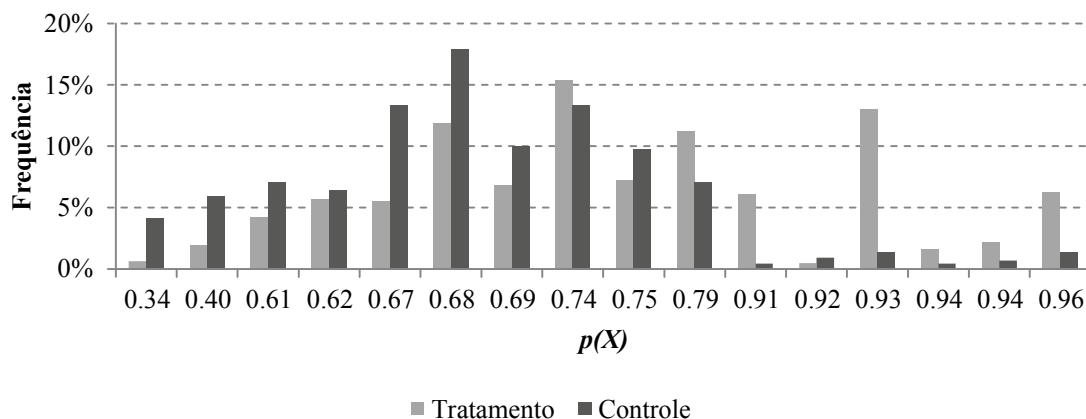
Assim, fraciona-se o intervalo unitário em blocos de igual dimensão, 6 para o controle PNAD e 8 para o controle PED, de forma a garantir que a média do escore de propensão estimado não é diferente entre os grupos de tratamento e controle (dentro de cada bloco). Com a especificação reportada na Tabela 2 este passo é satisfeito.

Seguindo o protocolo, dentro de cada um dos blocos testou-se a diferença de média entre tratados e controles em percentual de homens, de indivíduos com ensino médio completo e de indivíduos nas faixas etárias trabalhadas. Não houve diferenças significativas, apontando que os grupos de tratamento e controles não diferem significativamente nas características observadas.

A seguir, faz-se uma inspeção visual através da comparação de densidade da estimativa de (π) sob o suporte comum, separando-se tratados e controles. O Gráfico 2 apresenta o exercício para o controle com os dados da PNAD, e o Gráfico 3 para a PED.

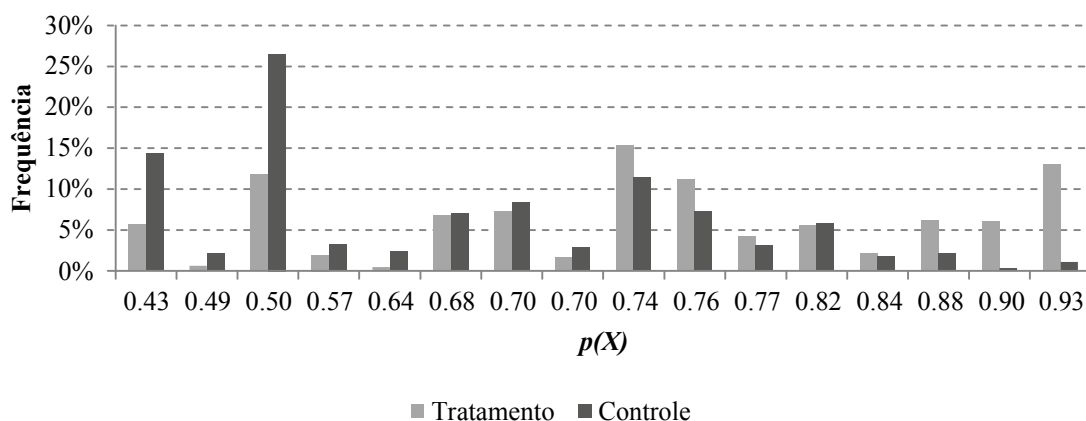
¹⁵ Usou-se a rotina *pscore* do software STATA.

Gráfico 2 – Densidade de $p(X)$ estimado para os grupos de tratamento e controle PNAD



Desconsiderando alguns casos, particularmente nas extremidades, nota-se uma boa sobreposição dos histogramas, indicando que existe uma razoável semelhança entre os grupos de tratamento e controles. O mais relevante aqui é que não há valor de $p(X)$ para o qual se possa dizer com certeza a qual grupo um indivíduo pertence. E que, portanto, os grupos podem ser comparados, acreditando-se que o “viés de seleção” está sendo mitigado.

Gráfico 3 – Densidade de $p(X)$ estimado para os grupos de tratamento e controle PED



Ainda nos Gráficos acima, note que os histogramas apresentam 16 picos. É claro, isso não ocorre por acaso, conforme discutido anteriormente, tratam-se dos com 16 “tipos de indivíduos” que podem ser formados com as *dummies* usadas como variáveis explicativas.

Acreditando que os grupos de tratamento e controles são suficientemente parecidos, o passo seguinte é estimar a equação [4], para $p(X)$ (). Para tanto, se utilizará um modelo Probit para a empregabilidade, usando como variáveis explicativas, além da constante, *dummies* para: participação no tratamento; homem; ensino médio completo; e, idade nos intervalos (), () e (). Os resultados estão expostos abaixo, na Tabela 3. Os baixos valores dos Pseudo R^2 se devem as poucas variáveis explicativas.

Primeiro observe que, para o controle via PNAD, com exceção das faixas de idade inferiores a 28 anos, os demais parâmetros estimados mostraram-se significativos ao nível de confiança padrão de 95%. Os resultados também apontam que homens e indivíduos que completaram o ensino médio também têm mais chances de estarem empregado. Além disso, o fato de um indivíduo ter passado pelo programa aumenta as suas chances de emprego, em magnitude maior do que das outras variáveis explicativas.

Para o controle via PED os resultados são semelhantes, com exceção para as *dummies* das idades. Mas certamente o que mais chama a atenção na comparação dos resultados é a

magnitude do parâmetro estimado para a *dummy* de tratamento, 0,56 com a PNAD e 0,30 com a PED. O que já era esperado por conta da diferença de data na aplicação dos questionários. E atribui-se essa diferença a questões de sazonalidade.

Tabela 3 – Valores estimados para um modelo Probit para ()

Variável explicativa	Controle 1: PNAD			Controle 2: PED		
	Parâmetro	Desvio	Estatística z	Parâmetro	Desvio	Estatística z
Tratamento	0,56	0,08	7,26	0,30	0,07	4,42
Homem	0,28	0,07	4,31	0,42	0,06	6,61
Ensino médio completo	0,19	0,08	2,49	0,14	0,07	1,93
Idade ()	-0,10	0,09	-1,11	0,17	0,09	1,84
Idade ()	-0,14	0,10	-1,44	0,22	0,10	2,24
Idade ()	-0,25	0,11	-2,21	0,19	0,10	1,83
Constante	-0,85	0,10	-8,91	-0,89	0,09	-10,20
Pseudo R ²	0,0317			0,0301		

Tendo os resultados estimados para (), a Tabela 4, abaixo, usando como controle os dados da PNAD, apresenta os resultados estimados para o impacto na empregabilidade dos participantes do programa por “tipo de indivíduo” () e o geral (), além de apontar a quantidade e a variedade de tipos na amostra.

Tabela 4 – Resultados estimados para o impacto na empregabilidade dos participantes por “tipo de indivíduo” e geral – e – equações [3] e [4] – controle via PNAD

Sexo	Ensino Médio	Faixa Etária	Tratamento		Controle		()	
			()	Número de observações	()	Número de observações		
Mulher	Incompleto	()	0,386	144	0,197	31	0,189	0,101
		()	0,347	167	0,169	6	0,178	0,100
		()	0,332	80	0,159	6	0,173	0,050
		()	0,296	21	0,136	2	0,160	0,013
	Completo	()	0,462	25	0,255	26	0,207	0,030
		()	0,422	71	0,223	59	0,198	0,075
		()	0,405	197	0,211	59	0,194	0,148
		()	0,366	152	0,182	79	0,184	0,134
Homem	Incompleto	()	0,497	93	0,284	43	0,213	0,079
		()	0,456	78	0,250	2	0,206	0,046
		()	0,440	28	0,237	3	0,202	0,018
		()	0,399	6	0,206	4	0,193	0,006
	Completo	()	0,574	8	0,353	18	0,221	0,015
		()	0,534	54	0,316	31	0,218	0,049
		()	0,517	87	0,301	44	0,216	0,076
		()	0,476	73	0,266	28	0,210	0,059
()							0,1961	

Observe que 14,8% da amostra é formada por mulheres com ensino médio completo e na faixa de 22 a 28 anos (é o tipo que mais aparece), nas quais o programa aumentou em 19,4% suas chances de estarem empregadas (caso tenham participado). E o tipo que menos aparece na amostra são homens com ensino médio incompleto e mais de 28 anos, nos quais o programa aumentou em 19,3% suas chances de estarem empregados.

Para todos os tipos, as chances de estarem empregados são maiores para aqueles que participaram do programa. E essa diferença oscila entre 19% e 20%, sem grandes variações, de forma que o impacto médio na empregabilidade daqueles que participaram do programa é estimado em 19,6%.

Já a Tabela 5, abaixo, apresenta os resultados estimados para o impacto na empregabilidade dos participantes por “tipo de indivíduo” () e o geral () usando como controle os dados da PED, além de apontar a quantidade e a variedade de tipos na amostra.

Tabela 5 – Resultados estimados para o impacto na empregabilidade dos participantes por “tipo de indivíduo” e geral – e – equações [3] e [4] – controle: PED

Sexo	Ensino Médio	Faixa Etária	Tratamento		Controle		()	()
			()	Número de observações	()	Número de observações		
Mulher	Incompleto		0,280	144	0,187	40	0,092	0,100
		()	0,340	167	0,237	6	0,103	0,094
		()	0,357	80	0,251	12	0,106	0,050
		()	0,346	21	0,241	16	0,104	0,020
	Completo		0,329	25	0,228	18	0,102	0,023
		()	0,394	71	0,283	32	0,111	0,056
		()	0,411	197	0,299	63	0,113	0,142
		()	0,400	152	0,288	146	0,111	0,162
Homem	Incompleto		0,433	93	0,318	46	0,115	0,076
		()	0,502	78	0,382	2	0,120	0,044
		()	0,520	28	0,400	10	0,120	0,021
		()	0,508	6	0,388	13	0,120	0,010
	Completo		0,490	8	0,371	12	0,119	0,011
		()	0,558	54	0,437	17	0,121	0,039
		()	0,576	87	0,455	39	0,121	0,069
		()	0,564	73	0,443	79	0,121	0,083
()							0,1111	

Assim como no caso da PNAD, usando a PED, para todos os tipos as chances de estarem empregados são maiores para aqueles que participaram do programa. E essa diferença oscila entre 9% e 12% entre os grupos, de forma que o impacto médio na empregabilidade daqueles que participaram do programa é estimado em 11,1%. Menor que no caso da PNAD, em grande parte por conta do controle da questão sazonal e do foco específico em Fortaleza.

Mas como já argumentado, ao arbitrar a construção dos “tipos de pessoas”, pode-se estar superestimando (ou subestimando) o impacto – devido a ponderação em (). Então é interessante que se faça uma análise de robustez sobre o resultado apontados nas Tabela 4 e 5. Para tanto, a Tabela 6, abaixo, mostra outras duas estimativas de efeito tratamento médio sobre os tratados, baseados no escore de propensão.

Note que a técnica *Nearest Neighbor* apresenta um estimado de 0,210, pouco acima do 0,196 apontado na Tabela 4 para o caso do controle via PNAD. E de 0,125 para o caso do controle via PED, próximo ao valor de 0,111 reportado anteriormente. De forma semelhante, a técnica *Radius Matching* apresenta um estimado de 0,199 e 0,109 para os casos da PNAD e PED, respectivamente, também próximas dos valores reportados anteriormente.

Tabela 6 – Resultados estimados de outros estimadores de efeito tratamento médio sobre os tratados, baseados no escore de propensão

Controle e Técnica		estimado	Desvio Padrão	Estatística <i>t</i>
PNAD	<i>Nearest Neighbor</i>	0,210	0,038	5,454
	<i>Radius Matching</i>	0,199	0,026	7,720
PED	<i>Nearest Neighbor</i>	0,125	0,040	3,131
	<i>Radius Matching</i>	0,109	0,026	4,213

Sendo todas estimativas da Tabela 6 estatisticamente significantes aos níveis de confiança padrão, acredita-se que os resultados apontados nas Tabelas 4 e 5 são estimativas apropriadas para o impacto do programa. E que a diferença das magnitudes das estimativas entre os grupos de controle utilizados se deve essencialmente as questões de sazonalidade.

Assim, os impactos estimados são um indicativo de sucesso do programa. Todavia, é preciso lembrar que o programa custou R\$ 1,1 milhão em recursos públicos. Então, a questão seguinte é: esses impactos seriam grandes o suficiente para justificar os custos do programa?

6. RETORNO ECONÔMICO

A exemplo de Vasconcellos, Biondi e Menezes-Filho (2009), e outras avaliações do gênero, este trabalho também conduzirá uma avaliação de retorno econômico para o programa com base no impacto estimado na empregabilidade dos participantes. A ideia é basicamente transformar as estimativas de τ em um valor monetário para cada participante. E, depois, transformar esse valor numa projeção de benefícios para a sociedade que, associado ao custo de R\$ 1,1 milhão, se transformará em um fluxo de caixa. Então será possível calcular o Valor Presente Líquido (VPL) e a Taxa Interna de Retorno (TIR) do programa.

Assim, a primeira pergunta a se fazer é: quanto vale, para a sociedade, um aumento de 19,6% ou 11,1% na chance de um participante do programa encontrar emprego? Para responder esta pergunta, volte a observar as Tabelas 4 e 5, apresentadas anteriormente, e note que para cada “tipo de pessoa” da amostra se possui uma estimativa de τ (), para e .

Para a coluna dos tratados, nas Tabelas 4 e 5, τ () equivale a $\tau \cdot e$ () – o factual dos tratados. E para a coluna dos controles, τ () equivale a $\tau \cdot e$ () – o factual dos controles. Mas como se está aceitando que τ () (), porque se aceitou que os grupos de tratamento e controle são suficientemente parecidos, assim o factual dos controles pode servir de contrafactual dos tratados, para cada tipo de pessoa com as características X . E então, dada a conveniência para a abordagem algébrica, fica clara a escolha de se estimar a equação [5].

Este raciocínio permite construir uma estimativa de quantos indivíduos empregados (e desempregados) estariam no grupo de tratamento, caso não tivessem sido tratados. E, por consequência, de quantos empregos podem ser devidos exclusivamente ao tratamento (e não pelas características dos indivíduos).

Para tanto, multiplica-se a estimativa de () pelo número de observações das unidades tratadas com determinado “tipo”. Este resultado é apresentado adiante, na Tabela 7.

Tabela 7 – Estimativa de empregos devidos ao tratamento e expectativa de duração do impacto por tipo de trabalhador

Sexo	Ensino Médio	Faixa Etária	Expectativa de duração do impacto (em anos)	Factual			Control 1: PNAD			Control 2: PED					
				Empregados (A)	Desempregados	Total (B)	Empregados (C)	Desempregados	Empregados devidos ao tratamento (A-D)	Contrafactual					
										(E)	Empregados (F=B*E)	Desempregados	Empregados devidos ao tratamento (A-F)		
Mulher	Incompleto		30	0,386	56	88	144	0,197	28	116	28	0,187	27	117	29
			30	0,347	58	109	167	0,169	28	139	30	0,237	40	127	18
			25	0,332	27	53	80	0,159	13	67	14	0,251	20	60	7
			20	0,296	6	15	21	0,136	3	18	3	0,241	5	16	1
			30	0,462	12	13	25	0,255	6	19	6	0,228	6	19	6
	Completo		30	0,422	30	41	71	0,223	16	55	14	0,283	20	51	10
			25	0,405	80	117	197	0,211	42	155	38	0,299	59	138	21
			20	0,366	56	96	152	0,182	28	124	28	0,288	44	108	12
			35	0,497	46	47	93	0,284	26	67	20	0,318	30	63	16
			35	0,456	36	42	78	0,250	20	58	16	0,382	30	48	6
Homem	Incompleto		30	0,440	12	16	28	0,237	7	21	5	0,400	11	17	1
			25	0,399	2	4	6	0,206	1	5	1	0,388	2	4	0
	Completo		35	0,574	5	3	8	0,353	3	5	2	0,371	3	5	2
			35	0,534	29	25	54	0,316	17	37	12	0,437	24	30	5
			30	0,517	45	42	87	0,301	26	61	19	0,455	40	47	5
	25	0,476	35	38	73	0,266	19	54	16	0,443	32	41	3		
Estimativa do total de empregos devidos ao tratamento							252			143					

Usando como controle a amostra da PNAD, na coluna apontada por (D) estima-se o número de pessoas, por tipo, que estariam empregadas se não tivesse ocorrido o programa (produto dos valores das colunas B e C). E na coluna marcada com (A-D) aponta-se a estimativa dos empregos devidos ao tratamento por tipo de indivíduo, e no total: 252. Então, argumenta-se a estimativa de que 252 das 535 pessoas tratadas, que foram entrevistadas em janeiro de 2010 e se declararam empregadas, não estariam empregadas se não fosse pelo treinamento.

De forma análoga, em outro cenário, mais realista por conta da questão sazonal e do foco em Fortaleza, usando como controle a amostra da PED, na coluna apontada com um (F) estima-se o número de pessoas, por tipo, que estariam empregadas se não tivesse ocorrido o programa (produto dos valores das colunas B e E). E na coluna mais a direita, marcada com (A-F), aponta-se a estimativa dos empregos devidos ao tratamento por tipo de indivíduo, e no total: 143.

Mas quanto vale 252 ou 143 pessoas produtivas para se possa comparar com o custo de R\$ 1,1 milhão? Para responder isso são necessárias novas hipóteses. A primeira diz respeito a quanto uma dessas pessoas recebe de salário e reverte isso na economia (em consumo, por exemplo). E a segunda diz respeito ao tempo que esse recebimento de salário irá perdurar.

Nesse sentido, a hipótese que se fará é que cada uma das 252 ou 143 pessoas em questão receberá R\$ 5.580,00 ao ano, a valores de 2009. O que equivale a 12 vencimentos de R\$ 465,00 – um salário mínimo da época.

Quanto ao tempo em que esse recebimento irá perdurar, isso depende intrinsecamente a idade da pessoa. A hipótese é de que os jovens de 1º emprego receberão seus vencimentos pelos próximos 35 anos, se homens, e 30 anos, se mulheres (período legal de contribuição previdenciária para se aposentarem). Já a hipótese para os outros perfis, definida de forma *ad-hoc*, é exposta na quarta coluna da Tabela 7, intitulada por “expectativa de duração do impacto”.

Os custos do programa são apresentados na Tabela 8, abaixo. Como era de se esperar, 45,3% das despesas (R\$ 498 milhões) se deram com pessoal e encargos.

Tabela 8 – As despesas do programa – R\$ 1.000

Item de despesa	Valor	%
Despesas e encargos com professores e coordenação	498	45,3
Vale-transporte dos alunos	211	19,2
Alimentação dos alunos	169	15,4
Divulgação	104	9,5
Material didático	79	7,2
Material de consumo	39	3,5
Total	1.100	100,0%

Fonte: CDL/Fortaleza. Elaboração Própria.

Os outros dois grandes grupos de despesa foram com os vales-transportes distribuídos aos alunos, consumindo 19,2% dos recursos, e com a alimentação deles durante o curso, consumindo 15,4% dos recursos¹⁶. As demais despesas foram com divulgação (9,5%), material didático (7,2%) e material de consumo (3,5%).

Associando os R\$ 5.580 ao ano, a valores de 2009, com as expectativas de duração do impacto por cada tipo de indivíduo e com o custo de R\$ 1,1 milhão, o VPL do programa é estimado em R\$ 9,8 milhões para o impacto medido via PNAD, e R\$ 5,1 milhões para o impacto medido via PED (a taxa de 12% a.a.). E a TIR é estimada em 127% e 72% a.a., para os controles via PNAD e PED, respectivamente. Logo, pelo impacto estimado e pelas hipóteses feitas para a análise de custo/benefício, conclui-se que o programa foi um bom investimento para a sociedade.

¹⁶ Para minimizar a evasão, durante os cursos, os alunos recebiam vale-transporte e alimentação, além do material didático.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O PLANSEQ possui um orçamento anual de cerca de R\$ 300 milhões, oriundo do FAT. E apesar de muitos programas do PLANSEQ já terem sido realizados no país, dificilmente se encontram avaliações de impacto e retorno econômico documentadas na literatura. Este artigo buscou suprir esta lacuna estudando o programa da CDL de Fortaleza, realizado em 2009.

Um ponto crucial da análise foi a ausência de dados primários para a construção do grupo de controle. O que foi contornado através do uso dos dados da PNAD e da PED, cuja semelhança com o grupo de tratamento foi testada através de um pareamento por escore de propensão. Como ainda é comum a falta de cuidado em se produzir grupos de controle, a solução de uso de bases de dados secundárias para o caso do PLANSEQ e suas futuras avaliações também são vistas como uma contribuição deste artigo.

Observou-se que, no cenário mais realista, o programa da CDL teve um impacto de 11,1% na empregabilidade dos tratados. E a análise de custo/benefício apontou que o investimento de R\$ 1,1 milhão deve gerar R\$ 5,1 milhões de retorno para a sociedade, a valores de 2009. Ou seja, parece que o programa foi um bom negócio para a sociedade. Todavia, estes resultados positivos foram encontrados para um PLANSEQ em particular, o que não significa que os outros também estão sendo bom negócio para a sociedade.

8. BIBLIOGRAFIA

- Angrist, Joshua D.; Pischke, Jörn-Steffen (2008). **Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion**. Princeton University Press.
- Becker, Sascha; Ichino, Andrea (2002). **Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores**. *Stata Journal*, v. 2, n. 4, p. 358–77.
- Brasil (2010). **Balço de Governo: 2003 a 2010**. Presidência da República, disponível em: <http://www.secom.gov.br/sobre-a-secom/publicacoes/balanco-de-governo-2003-2010/livro-1> .
- Card, David; Sullivan, Daniel (1988). **Measuring the Effect of Subsidized Training Programs on Movements In and Out of Employment**. *Econometrica*, Vol. 56, No 3, pp. 497-530.
- Heckman, James J.; Ichimura, Hidehiko; Todd, Petra (1997). **Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme**. *Review of Economic Studies* 64 (4): 605–54.
- Khandker, Shahidur R.; Koolwal, Gayatri B.; Samad, Hussain A. (2010). **Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices**. The International Bank for Reconstruction and Development.
- MTE (2010). **Relatório de avaliação do Plano Plurianual 2008-2011**. MTE. Ver: http://portal.mte.gov.br/data/files/8A7C812D2E7318C8012EA676FB23135E/Caderno%20Setorial%20Aval_2009_Vers%C3%A3o%20Final.pdf .
- Oliveira, Ana Maria H. C.; Rios-Neto, Eduardo L. G. (2007). **Uma avaliação experimental dos impactos da política de qualificação profissional no Brasil**. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 61, no.3, Rio de Janeiro.
- Ravallion, Martin (2001). **The mystery of vanishing benefits: Ms Speedy Analyst's introduction to evaluation**. *The World Bank Economic Review*, v. 15, n. 1, p. 115-140.
- Rosenbaum, Paul R.; Rubin, Donald B. (1983). **The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects**. *Biometrika*, v. 70, n. 1, p. 41-55.
- Vasconcellos, Lígia; Biondi, Roberta L.; Menezes-Filho, Naércio A. (2009). **Avaliando o impacto do programa Escrevendo o Futuro no desempenho das escolas públicas na Prova Brasil e na renda futura dos estudantes**. *Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Foz do Iguaçu, Paraná.

