



GOVERNO DO
ESTADO DO CEARÁ
Secretaria do Planejamento
e Gestão

.....

ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE 2009

.....

Organizadores:

Eveline Barbosa Silva Carvalho

Jimmy Lima de Oliveira

Nicolino Trompieri Neto

Cleyber Nascimento de Medeiros

Fátima Juvenal de Sousa

.....

ECONOMIA
DO CEARÁ em
DEBATE
2009

.....

Fortaleza
IPECE
2009

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ

Cid Ferreira Gomes - Governador

SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO (SEPLAG)

Desirée Custódio Mota Gondim - Secretária

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE)

Eveline Barbosa Silva Carvalho – Diretora Geral

.....

Equipe Editorial

Organização

Fátima Juvenal de Sousa

Normalização

Helena Fátima Mota Dias

Capa, Projeto Gráfico e Diagramação

Nertan Cruz Almeida

C331E Carvalho, Eveline Barbosa Silva (org.)
Economia do Ceará em Debate 2009
Eveline Barbosa Silva Carvalho, Jimmy Lima
de Oliveira, Nicolino Trompieri Neto, Cleyber
Nascimento de Medeiros, Fátima Juvenal de
Sousa (organizadores).

Fortaleza: IPECE, 2010. 281p.

ISBN: 978-85-98664-14-9

1. Economia 2. Ceará. I - Carvalho,
Eveline, Barbosa Silva (Org), II - Título.

CDU 330 (813.1)

Copyright © 2010 - IPECE

Impresso no Brasil / Printed in Brasil

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) 3101-3521 / 3101-3496 / Fax: (85) 3101-3500

CEP: 60830-120 – Fortaleza-CE.

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

APRESENTAÇÃO

O livro Economia do Ceará em Debate 2009 é uma coletânea dos doze melhores artigos dentre os trinta selecionados e apresentados por ocasião do Vº Encontro Economia do Ceará em Debate, realizado pelo Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), dia 13 de novembro do ano passado, no Centro de Treinamento do Banco do Nordeste do Brasil.

A seleção criteriosa dos artigos coube à banca formada pelos professores doutores e pesquisadores Olímpio José de Arroxelas Galvão (PIMES-UFPE); Maria Eduarda Tannuri Pianto (UNB) e Paulo de Melo Jorge Neto (CAEN-UFC), aos quais, em nome do IPECE, registramos os mais sinceros agradecimentos.

Participaram ativamente do encontro e contribuíram assim para o saudável debate os presidentes das mesas, professores Ronaldo Arraes (CAEN-UFC); Henrique Marinho (BACEN/UNIFOR); Leôncio Macambira Júnior (IDT); Ahmad Saeed Khan (MAER-UFC); Jair do Amaral (DTE-UFC); José Raimundo Carvalho Junior (CAEN-UFC) e Jimmy Lima (IPECE). Coube a Naércio Aquino de Menezes Filho, professor Titular do Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper) e professor Associado da FEA-USP, palestra magna sobre “Qualidade da Educação no Brasil”.

O livro que orgulhosamente 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, em especial da estatística e técnica em Políticas Públicas Fátima Juvenal.

Agradecemos o inestimável apoio recebido do Governo do Estado do Ceará, por intermédio da Casa Civil e da Secretaria de Planejamento e Gestão; do Banco do Nordeste do Brasil e do IBGE. Devemos igualmente gratidão ao Bradesco, 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), ao CORECON, SEBRAE, UFC e UNIFOR.

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 inestimáveis para o entendimento de diversas dimensões da economia do Ceará.

Eveline Barbosa Silva Carvalho

Diretora Geral

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)



SUMÁRIO

UM ESTUDO DO RETORNO DA EDUCAÇÃO NA REGIÃO NORDESTE: ANÁLISE DOS ESTADOS DA BAHIA, CEARÁ E PERNAMBUCO A PARTIR DA RECENTE QUEDA DA DESIGUALDADE

Daniel Cirilo Suliano, Marcelo Lettieri Siqueira
..... 09

DISCRIMINAÇÃO DE RENDIMENTOS POR GÊNERO E RAÇA A PARTIR DE REALIDADES SÓCIO-ECONÔMICAS DISTINTAS

Vitor Hugo Miro , Daniel Cirilo Suliano
..... 35

A PROPORÇÃO DE POBRES DO CEARÁ ESTÁ SUBESTIMADA? UMA APLICAÇÃO DA TEORIA DO VALOR EXTREMO

Carlos Wagner Rios Pinto, Ronaldo A. Arraes
..... 56

AJUSTE FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA DO ESTADO DO CEARÁ

Fabrizio Gomes Santos, Ronaldo A. Arraes
..... 83

CRESCIMENTO ECONÔMICO E DESIGUALDADE DE RENDA NO CEARÁ

Davi Oliveira Pontes, Ronaldo A. Arraes, Francisca Zilania Mariano, Christiano Penna
..... 102

DETERMINANTES DA MORTALIDADE INFANTIL NO CEARÁ NO PERÍODO 1991-2000: UMA ABORDAGEM EM DADOS EM PAINEL

Carla Conceição de Lima Silva, Wellington Ribeiro Justo
..... 131

DETERMINANTES DA PERMANÊNCIA NO DESEMPREGO NO MERCADO DE TRABALHO CEARENSE

Elano Ferreira Arruda, Daniel B. Guimarães, Guilherme Irffi, Ivan Castelar

..... 161

EFEITOS DA POLÍTICA DE ATRAÇÃO DE INCENTIVOS INDUSTRIAIS NO CEARÁ SOBRE O EMPREGO NO PERÍODO 2002-2005

Guilherme Irffi, Fernando A. N. Nogueira, Flavio Ataliba F. D. Barreto

..... 178

OS MUNICIPIOS CEARENSES APÓS 14 ANOS DE PLANOS DE DESENVOLVIMENTO SUSTENTÁVEL

Maria Ivoneide Vital Rodrigues, Patricia Veronica Pinheiro Sales Lima, Maria Irls de Oliveira Mayorga, Francisco Casimiro Filho, Suely Salgueiro Chacon

..... 194

RELACIONAMENTO DE PREÇOS E INTEGRAÇÃO ENTRE O MERCADO PRODUTOR DE TIANGUÁ NA SERRA DA IBIAPABA/CE E MERCADOS ATACADISTAS DE FORTALEZA/CE E TERESINA/PI

Francisco José Silva Tabosa, Jair Andrade de Araújo, Ahmad Saeed Khan, Ruben Dario Mayorga

..... 222

RENDA DO TRABALHO, RENDA DE TRANSFERÊNCIAS E DESIGUALDADE: UMA NOVA PROPOSTA DE INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA DA CURVA DE KUZNETS PARA O CEARÁ

Christiano Penna, Nicolino Trompieri, Fabrício Linhares

..... 243

UMA ANÁLISE DA POBREZA NO CEARÁ COM BASE EM DIFERENTES LINHAS DE MENSURAÇÃO

André Oliveira Ferreira Loureiro, Daniel Cirilo Suliano, Jimmy Lima de Oliveira

..... 265

INTRODUÇÃO

No Vº Encontro de Economia do Ceará em Debate, que reuniu economistas, pesquisadores, estudantes e demais interessados em conhecer e debater a situação econômica e social do Ceará, foram abordados temas relativos as seguintes áreas: Inserção Internacional Soberana: Comércio Exterior; Macroeconomia do Pleno Emprego: Crescimento e Desenvolvimento Econômico; Mercado de Trabalho; Fortalecimento do Estado, das Instituições e da Democracia: Governança e Instituições Políticas; Estrutura Produtivo-Tecnológica avançada e regionalmente articulada: Teoria Microeconômica, Organização Industrial e Economia Regional; Infraestrutura e logística de base: Investimento Público, Eficiência Produtiva e Inovação; Proteção Social e Geração de Oportunidades: Programas Sociais, Crime, Educação, Saúde, Pobreza; Sustentabilidade Ambiental: Meio Ambiente e Agricultura.

Dos 12 artigos aqui publicados - considerados os melhores do Encontro - três foram premiados, a exemplo do que aconteceu na edição anterior. O primeiro colocado foi o artigo “Um Estudo do retorno da Educação na Região Nordeste: Análise dos estados da Bahia, Ceará e Pernambuco a partir da recente queda da desigualdade”, de autoria de Daniel Cirilo Suliano e Marcelo Lettieri Siqueir; a segunda colocação ficou com o trabalho “Discriminação de Rendimentos por Gênero e raça a partir de realidades Sócio-econômicas distinta”, que teve como autores Vitor Hugo Miro e Daniel Cirilo Suliano. Ambos foram na área temática: Macroeconomia do Pleno Emprego: Crescimento e Desenvolvimento Econômico; Mercado de Trabalho.

O terceiro melhor artigo foi “A proporção de pobres do Ceará está subestimada? Uma aplicação da Teoria do Valor Extremo”, de autoria de Carlos Wagner Rios Pinto e Ronaldo A. Arraes, pertencente à área temática Proteção Social e Geração de Oportunidade: Programas Sociais, Crime, Educação, Saúde, Pobreza.

Outros trabalhos aqui publicados, relativos a diferentes áreas temáticas, versam sobre os determinantes da mortalidade infantil no Estado,



a renda do trabalho e de transferências com foco na desigualdade de renda, ajuste fiscal, desenvolvimento dos municípios cearenses, análise da pobreza no Ceará, considerando diferentes linhas de mensuração, crescimento e desigualdade, mercado de trabalho cearense e desemprego, preços e comparação de mercados e política de incentivos fiscais.

Ao final do Encontro foram divulgados os doze artigos selecionados para compor o presente livro. Esta publicação marca o reconhecimento ao trabalho dedicado dos autores, que ao abordar temas relevantes objetivam contribuir para o desenvolvimento do Ceará.

**UM ESTUDO DO RETORNO DA EDUCAÇÃO
NA REGIÃO NORDESTE: ANÁLISE
DOS ESTADOS DA BAHIA, CEARÁ
E PERNAMBUCO
A PARTIR DA RECENTE QUEDA
DA DESIGUALDADE**

Daniel Cirilo Suliano*
Marcelo Lettieri Siqueira**

RESUMO

Neste artigo, estimamos a taxa de retorno da educação da região Nordeste a partir de suas principais forças econômicas: Bahia, Ceará e Pernambuco. O período compreende os anos de 2001-2006, caracterizado por uma forte queda da desigualdade de renda do Brasil. Diferentes alternativas de estimação aos de Mínimos Quadrados Ordinários são apresentados, inclusive uma por nível de escolaridade como forma de captar o efeito diploma. Os resultados constataam que o retorno da escolaridade ainda se mantém em patamares elevados em uma região caracterizada por elevada escassez educacional.

Palavras-Chave: Educação; Retornos; Mercado de Trabalho.

ABSTRACT

In this article, we estimate the rate of return of education in the Northeast from its main economic forces: Bahia, Ceara and Pernambuco. The period covers the years 2001-2006, characterized by a sharp drop in income inequality in Brazil. Different alternatives for the estimation of OLS are presented, including one by level of education as a way to capture the degree effect. The results find that the return to schooling is still at high levels in a region characterized by high educational shortages.

Keywords: Education; Returns; Job Market.

.....
* Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE).

** Auditor da Receita Federal do Brasil e Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC).

1. INTRODUÇÃO

Diversos foram os estudos que procuraram evidenciar a importância da educação na explicação dos diferenciais de renda do Brasil [ver, por exemplo, Langoni (2005), Reis e Barros (1990, 1991), Leal e Werlang (1991, 2000), Lam e Levinson (1992), Lam e Schoeni (1993), Menezes-Filho *et al.* (2000, 2006), Menezes-Filho (2001b) e Sotomayor (2004)].

Ressalte-se ainda que desde a estabilidade alcançada após o plano real, têm-se observado um declínio quase contínuo da desigualdade no Brasil [Ramos (2007)]. Dentro desse contexto, pode-se dividir esse período em dois: (i) de 1995 a 1999, apesar do controle inflacionário, período caracterizado por forte instabilidade macroeconômica em virtude de sucessivas crises externas; e (ii) de 2001 a 2005, no qual a desigualdade vem declinando de forma acentuada e contínua, atingindo em 2005 o nível mais baixo dos últimos 30 anos [Soares (2006a, 2006b), Ipea (2006), Barros *et al.* (2006, 2007) e Ferreira *et al.* (2006)]. Neste mesmo período, Barros, Franco e Mendonça (2007) mostram que, aliada a queda da desigualdade, medida pelo coeficiente de Gini, ocorreu uma rápida expansão educacional no Brasil.

Por tudo isso, o papel do prêmio à escolaridade, isto é, o adicional salarial que o indivíduo recebe resultante de um ano a mais de estudo, ausculta-se como grande objeto de estudo. No Brasil, inúmeros estudos já estimaram a taxa de retorno da educação através da equação de salários *a lá* Mincer (1974) usando-se diferentes bases de dados e métodos de estimação, além de períodos distintos. No que se consta, Behrman e Birdsall (1983) é o primeiro estudo que usa uma equação de salários de Mincer para calcular a taxa de retorno educacional brasileira usando-se, para isso, o Censo Demográfico do IBGE de 1970. Leal e Werlang (1991) também estimam uma equação de Mincer empregando *dummies* para diversos grupos de estudo usando dados da Pnad de 1976-1989 e o Censo Demográfico de 1980. Kassouf (1994, 1998) e Silva e Kassouf (2000) além de trabalharem com a equação de salários empregam o procedimento de Heckman em dois estágios como forma de corrigir um possível viés de seleção amostral. Os dois primeiros trabalhos usam dados da Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição do IBGE, IPEA e INAN de 1989, enquanto que o último usa

dados da PNAD de 1995. Ueda e Hoffmann (2002) usando informações adicionais da Pnad de 1996 no que concerne aos pais dos indivíduos empregam o método de estimação por variável instrumental, estimadores intrafamiliares, mínimos quadrados e um modelo por nível de escolaridade. Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) através de dados empilhados das Pnads de 1992 a 1999 utilizam a metodologia do viés de seleção amostral através dos modelos de Heckman em dois estágios e Garen (1984), além da técnica de pseudo-painel como forma de contornar o problema de variável omitida. O mesmo trabalho apresenta também estimativas de mínimos quadrados além de estimações para o ano de 1996 para cada uma das metodologias considerada. Por fim, Resende e Wyllie (2006) usando dados da Pesquisa sobre o Padrão de Vida do IBGE de 1996 e 1997 estimam pelo procedimento de Heckman em dois estágios utilizando como controle adicional à qualidade da educação.

Neste sentido, o presente trabalho buscará complementar a literatura recente, dando enfoque ao aspecto regional do mercado de trabalho brasileiro, na medida em que estima a taxa de retorno da escolaridade da região Nordeste a partir de suas principais forças econômicas: Bahia, Ceará e Pernambuco. A literatura brasileira apresentada, não obstante o uso de diferentes técnicas de estimação, diferentes variáveis explicativas e base de dados diversas distribuídas ao longo dos anos encontram evidências que a taxa de retorno educacional brasileira ainda é persistentemente elevada. Tais resultados coadunam com as evidências internacionais. Por exemplo, estimativas da taxa de retorno da escolaridade para um conjunto de países mostram que um ano adicional de estudo no Brasil aumenta, em média, o salário em cerca de 15% colocando o país em nono lugar de um total de 71 [Psacharopoulos e Patrinos (2002)].

Um trabalho desta estirpe tem inúmeras justificativas. Como dito, desde a década de 90, houve um progressivo aumento da escolaridade no Brasil. Desta forma, seria importante analisar os retornos educacionais neste contexto. Além disto, quase metade da queda na desigualdade de renda familiar observada de 2001 a 2004 deve-se aos rendimentos do trabalho [Ipea (2006)]. Outro fator a se ressaltar é que a redução da desigualdade de renda esteve associada tanto a fatores ligados aos rendimentos do trabalho, quanto às transferências governamentais, exercendo estes diferentes impactos nas regiões brasileiras [Hoffmann (2006) e Silveira Neto e Gonçalves (2007)].

Conforme prescrito acima, observa-se que a equação de salários de Mincer tem diversas alternativas de estimação, mediante seus inúmeros vieses que porventura possam surgir decorrentes da estimação pura e simples do método de mínimos quadrados ordinários. Nesse caso, buscar-se-á aqui diversas alternativas de estimação a este método, como forma de tentar minimizar o problema. Além disto, e tendo em conta a importância do complemento de um ciclo de estudo, procurar-se-á analisar a importância do “efeito diploma” através da estimação de um modelo por nível escolaridade.

Além desta sintética introdução, este trabalho contém mais quatro seções. Na seção 2 procura-se fazer um relato do papel da desigualdade de renda brasileira, concatenada às taxas de retorno da educação no mesmo período, bem como as implicações destes fatores no mercado de trabalho. A seção 3 é dividida em mais duas sub-seções discutindo-se sobre os diferentes modelos e as diversas variáveis explicativas. Na seção 4 são discutidos os resultados das estimações. Por fim, a seção 5 contém as conclusões do trabalho.

2. BREVE REVISÃO DA LITERATURA

O debate acerca da desigualdade de renda na economia brasileira remonta a década de 1970, a partir dos trabalhos de Fishlow (1972) e Langoni (2005). Não obstante o crescimento da renda real, a publicação do Censo Demográfico de 1970 revelou um aumento considerável da desigualdade de renda na década de 60 no Brasil ¹ [Langoni (2005) e Ramos e Reis (2000)].

Segundo Langoni, a desigualdade de renda ocorrida entre 1960 e 1970 teria como causa dois fatores. Primeiramente, o papel da interação entre oferta e demanda no mercado de trabalho, na qual a acelerada expansão da atividade econômica conduziu a um aumento da demanda por mão-de-obra qualificada que, aliada a uma oferta relativamente inelástica no curto prazo, teve como consequência uma maior dispersão salarial entre os grupos de trabalhadores com diferentes níveis de qualificação. Além do mais, fatores relacionados à discriminação, segmentação e carac-

¹ A desigualdade aqui considerada refere-se ao Índice de Gini do rendimento das pessoas. A queda recente observada a partir de 2001 considerou rendimentos do trabalho e rendimentos domiciliares e serviram de referência para o presente estudo considerando as pesquisas até aqui realizadas.

terísticas individuais teriam mudado a composição da força de trabalho. Dentro desta última causa, a educação seria a variável chave na explicação do aumento da desigualdade de renda, enfatizando-se o papel de seus retornos no período [Langoni (2005)].

Ainda segundo Langoni, o crescimento resultante da época teria tido um viés tecnológico em virtude do processo de industrialização, o que, dentro desse contexto, teria provocado aumentos na demanda por mão-de-obra mais qualificada (especializada). Como não houve um acompanhamento recíproco da oferta, acabou-se gerando um desequilíbrio no mercado de trabalho em favor dos trabalhadores mais qualificados. Por outro lado, partindo da hipótese de Kuznets, segundo a qual mudanças na composição do emprego e aumentos na desigualdade de renda resultam de um processo natural de desenvolvimento das economias capitalistas, para Langoni, os desequilíbrios estruturais à época vivenciadas pela economia brasileira eram plenamente justificáveis. Conseqüentemente, seria errôneo atribuir o aumento da desigualdade a perdas de bem-estar.

De maneira alternativa, Fishlow argumentava que as políticas de estabilização efetuadas no período tiveram papel central no processo de desigualdade, na medida em que a redução do salário mínimo real teria contribuído para a queda do poder aquisitivo de parte dos trabalhadores. Além do mais, o programa de estabilização da inflação adotado em abril de 1964 teria provocado uma alteração na distribuição funcional de renda, já que privilegiou lucros e rendas de propriedade em geral em contrapartida aos salários, gerando, como conseqüência, aumentos na desigualdade pessoal de renda, já que os detentores de rendas de capital encontravam-se na cauda superior da distribuição. Vale também ressaltar que, assim como Langoni, Fishlow enfatizou o papel da educação como fator estruturante no aumento da desigualdade uma vez que os grupos menos afortunados foram os menos privilegiados na distribuição educacional no período 1960-1970 [Fishlow (1972)].

Posteriormente, nesta mesma perspectiva histórica, o papel da educação voltou a ser reforçado como fonte de desigualdade salarial durante o decênio 1976-1986. Nesse período, a relativa escassez de oferta educacional por parte do setor público, conjugada com a falta de investimentos da iniciativa privada, acabou refletindo-se em elevados retornos ao prêmio de escolaridade no Brasil [Leal e Werlang (1991, 2000)]. De fato, como

ressaltado em Menezes-Filho (2001b), o comportamento da oferta relativa de mão-de-obra parece exercer aspectos fundamentais no comportamento dos retornos educacionais: entre 1970 e 1980 o prêmio pelo avanço no ensino elementar caiu continuamente, período de maior oferta relativa. O diferencial associado ao nível superior, por sua vez, tem comportamento exatamente simétrico à oferta relativa, aumentando entre 1960 e 1970, declinando entre 1970 e 1981 e aumentando continuamente a partir daí.

É importante também ressaltar que tais diagnósticos da realidade educacional brasileira vieram, muitas vezes, acompanhadas por propostas de políticas educacionais. Reis e Barros (2000), por exemplo, argumentam que a política de investimentos educacionais está condicionada ao perfil salarial dos grupos educacionais e sua sensibilidade à oferta relativa de trabalhadores qualificados e não qualificados. Por um lado, se a causa da dispersão de salários decorre dos altos vencimentos por parte dos indivíduos com maiores níveis educacionais, então a redução de tais desigualdades se dá via expansão da oferta relativa de trabalhadores com nível similar de educação. Por outro, se a desigualdade salarial entre grupos educacionais é pequena ou mesmo inelástica, a redução na dispersão salarial ocorre através de investimentos em níveis de educação básica. Na visão dos autores, esta última opção parece ser a mais adequada para o caso brasileiro, mesmo que não seja a mais eficiente.

Leal e Werlang (2000) propõem também políticas educacionais parecidas objetivando melhoras na distribuição de renda. No caso do ensino elementar, deveria haver uma maior centralização de esforços em investimentos por parte do governo nessa categoria de ensino tendo em vista seu baixo custo relativo e seus elevados retornos. De maneira oposta, o ensino superior público deveria passar por um sistema de cobranças de mensalidades com subvenção apenas parcial do governo, já que privilegia uma pequena parcela da população, ao oferecê-lo de forma gratuita, além de essa fração de privilegiados ser formada por indivíduos de famílias que podem ser educados nas melhores escolas e assim terem boas classificações nos vestibulares.

Do exposto acima, observa-se que o problema da desigualdade de renda familiar *per capita* brasileira parece concentrar-se em dois pontos principais: distribuição da educação e a estrutura de seus retornos [Ferreira (2000) e Menezes-Filho *et al.* (2000)]. De fato, Reis e Barros (1991)

mostram que a desigualdade na distribuição de renda seria 50% menor se não houvesse distinção de renda de acordo com o nível de instrução formal do indivíduo.

Outra questão pertinente se dá dentro do comércio exterior em razão da crescente integração econômica entre países e as profundas mudanças tecnológicas, abrindo um amplo leque de discussões sobre as transformações no mercado de trabalho, desde o fim dos anos 80.

Países como o Brasil, que abriram tardiamente suas economias, experimentaram efeitos simultâneos do comércio internacional e incorporação de novas tecnologias [Arbache (2001)].

Tais eventos estariam provocando mudanças na estrutura de demanda por trabalho e, particularmente, favorecendo trabalhadores qualificados, assim como aumentos dos retornos do capital humano nessas economias. O argumento por trás disso é que a importação de bens de capital feita pelos países menos desenvolvidos seria viesada em favor de trabalho qualificado, já que se origina de países desenvolvidos, onde há certa complementaridade entre capital e trabalho qualificado [Arbache (2001)]. Neste sentido, a liberalização comercial, ao provocar maiores importações de bens de capital e aumento no volume de investimento nos países menos desenvolvidos, estaria elevando a desigualdade de salários nos mesmos [Robbins (1996)].

Será que a literatura empírica oferece algum suporte para comprovação dessas hipóteses? Arbache (2001) mostra que ocorreu grande elevação dos retornos relativos da educação superior completa e queda dos demais grupos a partir de 1992 no Brasil, período que coincide com as reformas comerciais. O mesmo autor também destaca que o aumento das importações teria beneficiado os salários de trabalhadores mais qualificados, resultante da maior demanda decorrente da modernização e racionalização da produção nos setores que sofreram maior crescimento da concorrência.

Do ponto de vista da oferta relativa, Andrade e Menezes-Filho (2005) também encontram evidências que a proporção de indivíduos com nível de qualificação intermediária na força de trabalho está crescendo, enquanto a proporção de trabalhadores com baixa qualificação e qualificados vêm-se reduzindo. Assim, apesar do viés de crescimento em relação à demanda por mão-de-obra qualificada, uma maior oferta de mão-de-obra intermediária

ria, associada com uma relativa escassez de pessoas com ensino superior, vem elevando os diferenciais de salários na força de trabalho brasileira.

Por outro lado, outros artigos recentemente publicados na literatura econômica brasileira são enfáticos ao atribuírem papel importante do mercado de trabalho, e em particular a educação dentro desse contexto, na redução da desigualdade de renda [ver, por exemplo, Soares (2006a, 2006b), Ipea (2006), Hoffmann (2006), Barros *et al.* (2006, 2007), Ferreira *et al.* (2006), Ramos (2007) e Barros, Franco e Mendonça (2007)].

Essa redução do grau de desigualdade no Brasil é relevante por pelo menos dois fatores: para uma amostra de 74 países com informações disponíveis referentes ao coeficiente de GINI desde a década de 1990, menos de ¼ deles reduziu na mesma magnitude a desigualdade de renda como a brasileira no período considerado como referência (2001-2005); além do mais, o grau de desigualdade declinou de forma contínua e acentuada, atingindo em 2005, independentemente da medida de desigualdade utilizada, o nível mais baixo nos últimos 30 anos [Barros *et al.* (2007)].

Diversos são os fatores relevantes para a queda recente na desigualdade de renda no Brasil [Ipea (2006)]. Por exemplo, apesar do enorme papel das transferências ao longo do período, sua contribuição para a magnitude da redução na desigualdade parece ter tido um papel limitado [Hoffmann (2005), Soares (2006a, 2006b) e Ipea (2006)]. Por sua vez, o nível médio de escolaridade da população brasileira tem sido um dos fatores chaves. De fato, o papel da escolaridade, no que concerne à redução da desigualdade, vem exercendo forte influência desde 1993 em consequência da persistente redução dos retornos médios à educação [Ferreira *et al.* (2006)].

3. MODELOS ECONOMÉTRICOS

3.1 Modelos

Os dados aqui considerados são referentes à Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) dos anos de 2001 a 2006.

No que tange à estimação, diversos modelos alternativos ao de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) são propostos, de forma a obter uma maior robustez dos resultados em relação àqueles obtidos a partir de MQO,

corrigindo-se, dessa maneira, diferentes fontes de viés.

De fato, um grande problema que as equações de salários *a lá* Mincer enfrentam é o possível problema de endogeneidade entre educação e salários. Ou seja, a causalidade que geralmente vai da educação para salários também vai dos salários para a educação, na medida em que o nível salarial do indivíduo pode muito bem determinar seu nível ótimo de escolaridade, de forma que ambas as variáveis passam a ser determinadas dentro do modelo. Se for esse o caso, a causalidade vai para trás (de salário para educação), e para frente (de educação para salário), isto é, há causalidade simultânea. Se ela existe, uma regressão por MQO capta ambos os efeitos, de modo que o estimador torna-se viesado e inconsistente [Stock e Watson (2004)]. Uma forma de corrigir esse possível problema é através da estimação de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E) com o uso de variáveis instrumentais [Wooldridge (2002) e Stock e Watson (2004)]. Para que a variável instrumental seja válida, ela deve ser relevante (isto é, correlacionada com o regressor endógeno), além de ser exógena (inexistência de correlação entre o instrumento e o termo de erro). No presente caso, e considerando as limitações da base de dados da Pnad, o instrumento a ser utilizado é o número de pessoas na família do indivíduo [De La Croix e Doepke (2003)]. No modelo de De La Croix e Doepke (2003), educação e fertilidade são decisões interdependentes; logo, pais pobres ao decidirem ter mais filhos, levando em conta as limitações orçamentárias, passam a investir menos em educação.

Outra possível fonte de viés resulta do problema de seletividade amostral. Nesse caso, além de o salário depender da oferta de emprego, pode também ser uma função da estratégia de “*job search*” do indivíduo, o que remete ao fato de o mesmo ter implícito um salário de reserva abaixo do qual não aceitaria participar do mercado de trabalho, resultando, assim, em um possível viés de seleção amostral. Dessa forma, o procedimento aqui adotado seria a estimação de uma equação de participação no mercado de trabalho para uma amostra composta por trabalhadores empregados e desempregados, da qual resultaria a geração de uma nova variável *lambda*, conhecida como razão inversa de Mills, passando, então, a ser incluída no modelo original como regressor adicional. Tal metodologia caracteriza o procedimento de dois estágios de Heckman [Heckman (1979)].

De outra parte, usando uma extensão da metodologia do viés de se-

leção amostral, onde não se observa escolhas não-ótimas, pode-se considerar a escolha dos anos de estudo como sendo uma variável contínua e ordenada [Garen (1984)]. Assim, nesse modelo, controlam-se fatores relacionados aos rendimentos do trabalho por meio da inclusão de uma equação específica para a escolaridade, de forma a corrigir problemas de endogeneidade, tendo como subproduto uma variável explicativa resíduo e outra interativa entre *resíduo* e *escolaridade*.

Existe ainda um tipo de viés caracterizado pela não observância de atributos específicos dos indivíduos como, por exemplo, habilidade inata, esforço e determinação sendo, portanto, relacionados a componentes idiossincrásicos dos mesmos. Se for esse o caso, deve-se esperar que tais características não se alterem com o tempo e, portanto, tal problema poderia ser contornado a partir do uso da metodologia de dados em painel através do modelo de regressão com efeitos fixos. Como a amostra da Pnad é variável de um ano para outro, não acompanhando os mesmos indivíduos ao longo dos anos, a alternativa aqui seria o uso de pseudo-painel, conforme descrito por Deaton (1985).

Finalmente, com o objetivo de investigar os resultados por nível de escolaridade, foi estimado um modelo em que a variável contínua *anos de estudo* foi substituída por quatro *dummies* que mensura quatro diferentes graus de escolaridade: ensino fundamental 1 (*EF1*), ensino fundamental 2 (*EF2*), ensino médio (*EM*) e ensino superior (*ES*), na qual menos de quatro anos de escolaridade foi tomada como categoria base. Além disto, adotando como hipótese o mercado de sinalização desenvolvido por Spence (1974), no qual os ganhos dos agentes que logram êxito em concluir todo um ciclo de estudo são maiores do que aqueles que apenas concluíram algumas séries desse nível [Hungerford e Sólon (1987)], optou-se por construir as diferentes categorias de escolaridade de acordo com o chamado “efeito diploma”. Portanto, para a categoria ensino fundamental 1 agregou-se todos os indivíduos que tinham pelo menos quatro anos de estudo e menos de oito (apenas diploma de ensino fundamental 1); por sua vez, a categoria ensino fundamental 2 agregou indivíduos com pelo menos oito anos de estudo e menos de onze anos; já na categoria ensino médio foram incluídos os indivíduos que tinham onze anos de estudo completo; e, por fim, na categoria *ES* foram incluídos os indivíduos que frequentaram pelo menos um ano de ensino superior. Neste último caso, apenas um ano de

estudo pode já configurar o “efeito diploma”, como consequência do baixo estoque de pessoas na categoria [Menezes-Filho (2001a, 2001b)].

3.2 Descrição das Variáveis

Com base na amostra total da Pnad, como de praxe, foram feitas algumas filtrações de forma a obter uma maior consistência do modelo. Em primeiro lugar, utilizou-se apenas homens com idade entre 24 e 57 anos, inclusive, excluindo da amostra os trabalhadores cuja informação na variável posição na ocupação eram empregados domésticos, trabalhadores na produção para o próprio consumo e trabalhadores na construção para o próprio uso.

A escolha dos homens e não das mulheres se deve a participações distintas de ambas as categorias no mercado de trabalho, decorrente, por exemplo, da fertilidade do sexo feminino em função de tarefas reprodutivas, assim como discriminação [ver Leme e Wajzman (2001)]. Por sua vez, a idade mínima de 24 anos implica selecionar indivíduos que não estejam estudando, da mesma forma que ao impor a idade máxima de 57 anos possibilita a exclusão dos aposentados, selecionando, ao máximo, apenas trabalhadores que estejam em atividade.

Os trabalhadores domésticos são auto-excluídos no número de componentes da família (variável utilizada como instrumento no modelo de variável instrumental).² Para os trabalhadores na produção para o próprio consumo e trabalhadores na construção para o próprio uso, sendo a discriminação fator determinante da desigualdade salarial [Campante, Crespo e Leite (2004)], fez-se também a opção de excluir os indivíduos nessas duas ocupações devido a especificidades dessas atividades.

Em função da forte segmentação e discriminação do mercado de trabalho brasileiro [Barros, Franco e Mendonça (2007)], foram acrescentadas *dummies* diferenciando trabalhadores do segmento formal-informal e brancos e não brancos.³ Similarmente, adicionou-se mais uma *dummy* para diferenciar o setor urbano metropolitano do setor urbano não metropolitano e do setor rural, tendo em conta a falta de convergência de

² Esse instrumento também exclui os parentes de empregados domésticos e os pensionistas.

³ Os não brancos são indivíduos que declararam na Pnad serem da raça preta ou parda. Por convenção, os amarelos e os índios foram excluídos da amostra.

renda dos mesmos dentro da região nordeste [ver, por exemplo, Hoffmann (2006) e Barros, Franco e Mendonça (2007)]. Por sua vez, considerando o papel dos sindicatos no mercado de trabalho brasileiro, uma *dummy* '*sind*' é incluída como forma de captar uma diferença de médias entre trabalhadores sindicalizados e não-sindicalizados.

Além do mais, a adição de controles extras pode vir a reduzir significativamente a variância do erro, conduzindo, assim, a uma estimativa mais precisa do prêmio à escolaridade. Nesta situação, não se trata da inexistência de viés ou inconsistência do estimador, e sim da obtenção de um estimador com menor variância amostral. Dentro desse contexto, incluiu-se duas variáveis adicionais, de forma a captar efeitos do tempo de permanência do indivíduo no mesmo trabalho [Wooldrige (2002)]. Interações envolvendo as variáveis experiência e raça branca e as variáveis escolaridade, experiência e raça branca [ver Garen (1984)], bem como *dummies* referentes à posição de ocupação no trabalho principal⁴ e setor de atividade⁵ foram também acrescentadas [ver Ueda e Hoffmann (2002)]. Por fim, foi incluída uma única *dummy* *chefdom* de forma a diferenciar o chefe de domicílio das demais categorias na condição na família.⁶

A variável dependente, salário real horário, refere-se ao rendimento do trabalho principal, tendo sido deflacionado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE. Assim, de forma a isolar o impacto da variação das horas trabalhadas sobre os rendimentos salariais, dividiu-se o rendimento mensal por quatro, obtendo-se o rendimento semanal do trabalho. Por conseguinte, o rendimento semanal do trabalho foi dividido pelo número de horas trabalhadas por semana, resultando, finalmente, no salário real horário. De uma maneira bem geral, o modelo econométrico teria o seguinte formato:

$$\ln w_i = \beta x'_i + \gamma esc_i + \delta Z_i + \phi residuo_i + \theta residuo \times esc_i + \lambda lambda_i + \varepsilon_i$$

$$x'_i = \left(\begin{array}{l} \exp, \exp^2, branca, esc \times \exp, \exp \times branca, esc \times \exp \times branca, perm, \\ perm^2, formal, sin d, urbmet, urbnaomet, secundario, terciario, \\ contapropri, funcpub, empregador, chefdom. \end{array} \right) \quad (01)$$

⁴ Foram acrescentadas as *dummies* conta-própria, funcionário público e empregador como forma de captar uma diferença de média entre o grupo de trabalhadores empregado (categoria base).

⁵ Uma *dummy* para o setor secundário (indústria) e outra para o setor terciário (comércio e serviços) diferencia-se do setor agrícola (grupo de controle).

⁶ O grupo de controle formado por pessoas não chefes de domicílio é composto de cônjuge, filhos, outros parentes e agregados.

onde w é o salário real horário, x' é um vetor que indica as diversas características observadas dos indivíduos, conforme descrito, esc a escolaridade do indivíduo medida em anos de estudo e ε um termo de erro. No modelo por nível de escolaridade, caracterizado pelo chamado “efeito diploma”, a variável esc é substituída por quatro *dummies* para cada ciclo de ensino. Estes atributos individuais e as demais *variáveis* explicativas que aparecem nos distintos modelos estão enumerados a seguir:

01. exp – experiência do indivíduo definida como experiência = idade – escolaridade – 6 (medida em anos).
02. exp^2 – experiência ao quadrado.
03. $branca$ – se o indivíduo se declarou branco ($branco = 1$ e demais casos = 0).
04. $esc \times exp$ – interação entre as variáveis escolaridade e experiência.
05. $exp \times branca$ – interação entre as variáveis experiência e raça branca.
06. $esc \times exp \times branca$ – interação entre as variáveis escolaridade, experiência e raça branca.
07. $perm$ – tempo de permanência do indivíduo no mesmo trabalho (medida em anos).
08. $perm^2$ – tempo de permanência do indivíduo no mesmo trabalho ao quadrado.
09. $formal$ – se o indivíduo contribuiu para instituto de previdência em qualquer trabalho ($formal = 1$ e trabalhador informal = 0).
10. $sind$ – se o trabalhador é sindicalizado ($sind = 1$ e trabalhador não sindicalizado = 0).
11. $urbmet$ – indivíduo da região urbana metropolitana ($urbmet = 1$ e rural = 0).
12. $urbnaomet$ – indivíduo da região urbana não metropolitana ($urbnaomet = 1$ e rural = 0).
13. $secundario$ – trabalhador do setor de comércio e serviços ($secundario = 1$ e primário = 0).
14. $terciario$ – trabalhador do setor industrial ($terciario = 1$ e primário = 0).
15. $conta-propria$ – se o indivíduo é conta-própria ($conta-propria = 1$ e empregado = 0).
16. $funcpub$ – se o indivíduo é funcionário público estatutário ou militar ($funcpub = 1$ e empregado = 0).
17. $empregador$ – se o indivíduo é empregador ($empregador = 1$ e empregado = 0).

18. *chefd* – chefe de domicílio (*chefe de domicílio* = 1 e demais membros = 0).
19. *residuo* – variável gerada da equação específica para escolaridade no modelo de Garen (1984).
20. *residuo×esc* – interação entre a variável gerada da equação específica para escolaridade no modelo de Garen (1984) e a escolaridade do indivíduo (medida em anos).
21. *lambda* – razão inversa de Mills gerada pelo Modelo de Heckman de dois estágios.
22. *efeitos fixos* (Z_i) – conjunto de variáveis não observadas que varia de um indivíduo para outro no modelo de pseudo-painel.

Quando se considera o modelo por nível de escolaridade, a variável *esc* é substituída por quatro *dummies* e a equação (01) anterior é substituída pela equação (02) abaixo:

$$\ln w_i = \beta x_i' + \gamma_1 EF1 + \gamma_2 EF2 + \gamma_3 EM + \gamma_4 ES + \varepsilon_i$$

$$x_i' = \left(\begin{array}{l} \text{exp, exp}^2, \text{branca, perm, perm}^2, \text{formal, sin d,} \\ \text{urbmet, urbnaomet, secundario, terciario,} \\ \text{contaproprias, funcpub, empregador, chefd.} \end{array} \right) \quad (02)$$

onde:

01. *EF1* – indivíduos que possuem de quatro a sete anos de estudo e, portanto, detentor do diploma de ensino fundamental 1 (*EF1* = 1 e sem diploma = 0, com escolaridade de zero a três anos de estudo).
02. *EF2* – indivíduos que possuem de oito a dez anos de estudo e, portanto, detentor do diploma de ensino fundamental 2 (*EF2* = 1 e sem diploma = 0, com escolaridade de zero a três anos de estudo).
03. *EM* – indivíduos que possuem onze anos de estudo e, portanto, detentor do diploma de Ensino Médio (*EM* = 1 e sem diploma = 0, com escolaridade de zero a três anos de estudo).
04. *ES* – indivíduos que possuem doze, treze, quatorze e mais de quinze anos de estudo e, portanto, detentor do diploma de ensino superior, onde diploma de ensino superior caracteriza-se por apenas um ano de estudo em instituição superior (*ES* = 1 e sem diploma = 0, com escolaridade de zero a três anos de estudo).

4. ESTIMAÇÕES

As tabelas 1, 2 e 3 abaixo apresentam, respectivamente, as estimações dos diferentes modelos para os Estados da Bahia, Ceará e Pernambuco.

Tabela 1 - Estimativas para o Estado da Bahia
Variável Dependente: Logaritmo do Salário Real Horário

Variáveis Explicativas [#]	Modelos					
	MQO	Heckman em 2 Estágios	Pseudo-Painel Efeitos Fixos	Variável Instrumental (IV)	Garen (1984)	Nível de Escolaridade
<i>constante</i>	-1,0295	-	-1,0253	-1,2120	-0,7072	-0,4064
<i>esc</i>	0,1266	-	0,1209	0,1766	0,1077	-
<i>exp</i>	0,0527	-	0,0500	0,0505	0,0277	0,0215
<i>exp</i> ²	-0,000622	-	-0,000592	-0,000437	-0,000314	-0,000286
<i>branca</i>	0,1214	-	0,1031	0,0903	0,1307	0,1902
<i>esc*exp</i>	-0,0017	-	-0,0016	-	-0,0001*	-
<i>exp*branca</i>	-0,0047	-	-0,0039	-	-0,0066	-
<i>esc*exp*branca</i>	0,001251	-	0,001219	-	0,001121	-
<i>perm</i>	0,0127	-	0,0119	0,0086	0,0121	0,0137
<i>perm</i> ²	-0,000258	-	-0,000240	-0,000272	-0,000233	-0,000263
<i>formal</i>	0,2885	-	0,2920	0,1592	0,2878	0,3157
<i>Sind</i>	0,1372	-	0,1402	0,0672	0,1358	0,1507
<i>urbmet</i>	0,1295	-	0,2173	-0,0691*	-0,0592*	0,1917
<i>urbnaomet</i>	0,0403	-	0,0415	-0,0497*	-0,1079	0,0711
<i>secundario</i>	0,1909	-	0,2071	0,0722	0,2064	0,2377
<i>terciario</i>	0,1332	-	0,1583	-0,0600*	0,1509	0,1897
<i>contapropria</i>	0,0795	-	0,0779	0,0371	0,0913	0,0928
<i>funcpub</i>	0,2466	-	0,2481	0,0815*	0,1841	0,2732
<i>empregador</i>	0,7410	-	0,7352	0,5384	0,7197	0,8099
<i>chefdom</i>	0,1192	-	0,1293	0,1034	0,1413	0,1350
<i>residuo</i>	-	-	-	-	-0,0746	-
<i>residuo*esc</i>	-	-	-	-	0,0079	-
<i>lambda</i>	-	-	-	-	-	-
<i>EF1</i>	-	-	-	-	-	0,1380
<i>EF2</i>	-	-	-	-	-	0,3118
<i>EM</i>	-	-	-	-	-	0,4102
<i>ES</i>	-	-	-	-	-	0,8405

Fonte: Cálculos pelos autores.

Número de observações: 32.149.

[#] Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade.

Obs. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%.

* Variáveis não significativas.

Tabela 2 - Estimativas para o Estado do Ceará
Variável Dependente: Logaritmo do Salário Real Horário

Variáveis Explicativas [#]	Modelos					
	MQO	Heckman em 2 Estágios	Pseudo-Painel Efeitos Fixos	Variável Instrumental (IV)	Garen (1984)	Nível de Escolaridade
<i>constante</i>	-1,2700	-2,6718	-1,2047	-0,9101	-0,7917	-0,6029
<i>esc</i>	0,1265	0,1782	0,1249	0,1074	0,0787	-
<i>exp</i>	0,0577	0,0925	0,0555	0,0313	0,0270	0,0249
<i>exp</i> ²	-0,000700	-0,001311	-0,000678	-0,000310	-0,000337	-0,000355
<i>branca</i>	0,0815	0,0648*	0,0782	0,0758	0,1293	0,1053
<i>esc</i> ^o <i>exp</i>	-0,0018	-0,0032	-0,0018	-	-0,00004*	-
<i>exp</i> ^o <i>branca</i>	-0,0042	-0,0044	-0,0033	-	-0,0068	-
<i>esc</i> ^o <i>exp</i> ^o <i>branca</i>	0,000873	0,001180	0,000722	-	0,000846	-
<i>perm</i>	0,0167	0,0167	0,0182	0,0158	0,0161	0,0172
<i>perm</i> ²	-0,000347	-0,000346	-0,000375	-0,000356	-0,000318	-0,000338
<i>formal</i>	0,2158	0,2171	0,2018	0,1871	0,2167	0,2357
<i>Sind</i>	0,1088	0,1090	0,1075	0,0960	0,1033	0,1290
<i>urbmet</i>	0,1685	0,2184	0,1113	0,1325	0,0803	0,2122
<i>urbnaomet</i>	0,0003*	0,0799*	0,0198*	-0,0154*	-0,0730	0,0214*
<i>secundario</i>	0,2744	0,2734	0,2732	0,2408	0,2800	0,3080
<i>terciario</i>	0,2839	0,2838	0,2730	0,2260	0,2893	0,3387
<i>contapropria</i>	0,1002	0,1024	0,0938	0,0904	0,1131	0,1119
<i>funcpub</i>	0,4241	0,4147	0,4234	0,3927	0,3347	0,4650
<i>empregador</i>	0,6958	0,6959	0,6773	0,6517	0,6822	0,7576
<i>chefdom</i>	0,0890	0,4689	0,1009	0,0897	0,1014	0,0936
<i>residuo</i>	-	-	-	-	-0,0581	-
<i>residuo</i> ^o <i>esc</i>	-	-	-	-	0,0081	-
<i>lambda</i>	-	1,4299	-	-	-	-
<i>EF1</i>	-	-	-	-	-	0,1293
<i>EF2</i>	-	-	-	-	-	0,2908
<i>EM</i>	-	-	-	-	-	0,4579
<i>ES</i>	-	-	-	-	-	0,8433

Fonte: Cálculos pelos autores.

Número de observações: 19.656.

Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade.

Obs. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%.

* Variáveis não significativas.

Tabela 3 - Estimativas para o Estado de Pernambuco
Variável Dependente: Logaritmo do Salário Real Horário

Variáveis Explicativas [#]	Modelos					
	MQO	Heckman em 2 Estágios	Pseudo-Painel Efeitos Fixos	Variável Instrumental (IV)	Garen (1984)	Nível de Escolaridade
<i>constante</i>	-1,2088	-0,4620	-1,1376	-1,1064	-0,7809	-0,4908
<i>esc</i>	0,1411	0,1088	0,1365	0,1608	0,1106	-
<i>exp</i>	0,0576	0,0349	0,0537	0,0413	0,0267	0,0202
<i>exp²</i>	-0,000666	-0,000261	-0,000611	-0,000333	-0,000292	-0,000279
<i>branca</i>	0,0710	0,0518*	0,0640	0,0671	0,0965	0,1511
<i>esc*exp</i>	-0,0022	-0,0013	-0,0021	-	-0,0003	-
<i>exp*branca</i>	-0,0046	-0,0040	-0,0044	-	-0,0072	-
<i>esc*exp*branca</i>	0,001189	0,001137	0,001212	-	0,001100	-
<i>perm</i>	0,0140	0,0141	0,0154	0,0109	0,0143	0,0160
<i>perm²</i>	-0,000260	-0,000262	-0,000313	-0,000305	-0,000269	-0,000291
<i>formal</i>	0,2006	0,2011	0,1985	0,1210	0,2063	0,2264
<i>Sind</i>	0,1415	0,1401	0,1345	0,1112	0,1297	0,1637
<i>urbmet</i>	0,1109	0,1940	0,1080	-0,0409*	-0,0564*	0,1874
<i>urbnaomet</i>	0,0549	0,0583	0,0639	-0,0034*	-0,0710	0,0895
<i>secundario</i>	0,1701	0,1728	0,1707	0,0647*	0,1877	0,2249
<i>terciario</i>	0,1578	0,1598	0,1596	0,0017*	0,1811	0,2269
<i>contapropria</i>	0,0712	0,0714	0,0648	0,0441	0,0838	0,0939
<i>funcpub</i>	0,3616	0,3641	0,3608	0,2277	0,2953	0,4124
<i>empregador</i>	0,6860	0,6840	0,7044	0,5441	0,6619	0,7591
<i>chefdom</i>	0,1094	-0,1084*	0,1019	0,0921	0,1221	0,1333
<i>residuo</i>	-	-	-	-	-0,0800	-
<i>residuo*esc</i>	-	-	-	-	0,0086	-
<i>lambda</i>	-	-0,7018	-	-	-	-
<i>EF1</i>	-	-	-	-	-	0,1278
<i>EF2</i>	-	-	-	-	-	0,3067
<i>EM</i>	-	-	-	-	-	0,4231
<i>ES</i>	-	-	-	-	-	0,8939

Fonte: Cálculos pelos autores.

Número de observações: 19.656.

Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade.

Obs. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%.

* Variáveis não significativas.

No que se observou, o modelo de Heckman em dois estágios para o Estado Bahia foi o único que não apresentou um bom ajuste. Neste caso, optou-se por sua exclusão. Para os demais modelos, pode-se observar a significância estatística de quase todas as variáveis em todos os Estados mostrando, portanto, a relevância da grande maioria das variáveis

explicativas, bem como a robustez de todos os modelos escolhidos para as distintas estimações.

Com relação às principais variáveis explicativas,⁷ observa-se o seguinte: no caso dos trabalhadores dos setores secundário e terciário,⁸ nos três Estados, seus diferenciais salariais são bem superiores quando comparados com os trabalhadores do setor primário (agrícola).⁹ No caso dos chefes de domicílio, situação semelhante acontece: quando comparados com suas respectivas categorias de referência, seus diferenciais salariais são também enormes. Para o Estado da Bahia, os diferenciais variam de 12,66% a 15,18%, enquanto no Ceará o diferencial varia de 9,31% a 59,82% e em Pernambuco a variação está entre 9,65% a 12,99%.

As *dummies* de posição do trabalho principal que diferencia conta-própria, funcionário público e empregador dos empregados (categoria de referência), apresentam também efeitos parciais potencialmente relevantes. No caso de trabalhadores inseridos na categoria conta-própria, os resultados mostram que seus efeitos marginais são positivos. Funcionários públicos e empregadores, em média, apresentam efeitos ainda maiores. Para o Ceará, a categoria funcionários públicos apresenta valores superiores aos outros dois Estados, enquanto que a categoria empregador, em todos os três, apresentam efeitos ainda mais diferenciados (na o maior efeito marginal de um empregador é de até 124,77%, no Ceará o diferencial salarial chega a até 113,32% e em Pernambuco o diferencial é até 113,64%).

Para distinguir a segmentação de mercado formal-informal optou-se, semelhantemente a Kassouf (1998), diferenciar trabalhadores que pertencem ao setor formal através da contribuição para Instituto de Previdência Social. Assim, tendo como base o questionário da Pnad e usando uma medida ampla de formalidade, trabalhador formal seria aquele que contribuiu para instituto de previdência em *qualquer* trabalho. Os resultados encontrados mostram alta segmentação no mercado de trabalho, na medida em que trabalhadores do setor formal, nos três Estados, em todos os modelos estimados, ganham, em média, acima de 12%

.....
⁷ O efeito parcial (marginal) exato das principais variáveis explicativas descritas no modelo é obtido através da expressão $\frac{\partial y}{\partial x} = [\exp(\text{coef}) - 1] \times 100$.

⁸ No modelo de variável instrumental dos Estados da Bahia e de Pernambuco o setor terciário e os setores secundário e terciário, respectivamente, possuem um baixo poder explicativo além de os coeficientes serem não significantes. Em todos os demais modelos, os diferenciais são potencialmente relevantes para os dois setores.

⁹ No caso do Ceará, o diferencial chega a até 40,31% para o setor terciário no modelo por nível de escolaridade.

que trabalhadores da informalidade. Isso mostra que apesar da redução no grau de informalidade ter contribuído para uma queda recente da desigualdade, os diferenciais salariais decorrentes da segmentação de mercado formal-informal ainda são bem elevados [Ipea (2006) e Barros, Franco e Mendonça (2007)]. No tocante a segmentação espacial, apesar de grandes variações intra-regionais entre trabalhadores com características similares observado em alguns modelos, algumas destas variáveis apresentaram-se com sinais não esperados e muitas vezes não significativas.

Adicionalmente, a inclusão de uma *dummy* para trabalhadores sindicalizados vem a corroborar o fato que atribui aos sindicatos um aumento na dispersão salarial no Brasil [Menezes-Filho, Zylberstajn e Chahad (2002)]. De fato, um trabalhador sindicalizado chega a ganhar, em média, até 17,79% a mais que um não-sindicalizado no Estado de Pernambuco.

No caso da variável permanência, foi também incluído um termo quadrático como forma de captar certa não linearidade [Wooldridge (2002)]. Assim, seu efeito parcial é dado por:

$$\frac{\partial(\bullet)}{\partial perm} = \beta_{perm1} + 2\beta_{perm2}perm \quad (03)$$

em que β_{perm1} é o coeficiente da variável explicativa *perm* e β_{perm2} é o coeficiente da variável explicativa *perm*². Todos os modelos mostram que o efeito marginal da variável é bem similar para os três Estados.¹⁰

Resta ainda observar a variável experiência. Para tanto, em virtude dos diversos coeficientes de interação que envolve a variável nos modelos, optou-se por captar seu efeito parcial pela expressão abaixo como forma de incluir todas as variáveis de interação:

$$\frac{\partial(\bullet)}{\partial exp} = \beta_{exp1} + 2\beta_{exp2}exp + \beta_{exp3}esc + \beta_{exp4}branca + \beta_{exp5}esc \times branca \quad (04)$$

onde β_{exp1} representa o coeficiente da variável *exp*, β_{exp2} o coeficiente da variável *exp*², β_{exp3} o coeficiente da variável *escxexp*, β_{exp4} o coeficiente da variável *expxbranca* e β_{exp5} o coeficiente da variável *escxexpxbranca*.

Considerando apenas homens brancos e apenas os modelos que incluem todos os termos de interação, na Bahia o efeito parcial varia

¹⁰ A variável perm incluída para o cálculo do efeito marginal foi dada pela média dos seis anos das amostras.

de 1,13% a 1,43%, no Ceará esse efeito varia de 0,79% a 1,55% e em Pernambuco variação se dá entre 1,03% a 1,71%.¹¹ Aqui, cabem duas importantes observações. Em primeiro lugar, a inclusão do termo de controle permanência nos modelos estimados reduz, de maneira significativa, o poder explicativo da variável experiência, levando em conta que a produtividade do trabalhador depende estritamente do seu posto atual de ocupação [Ipea (2006)]. Em segundo lugar, a redução da heterogeneidade etária no mercado de trabalho brasileiro talvez explique o baixo poder explicativo dessa variável.

Por fim, e mais importante, segue-se os comentários no que tange à variável *anos* de estudo. Inicialmente, obteve-se o efeito marginal *ceteris paribus* do prêmio à escolaridade com base nos modelos que incluem todos os termos interativos, expresso pela equação abaixo:

$$\frac{\partial(\bullet)}{\partial esc} = \beta_{esc1} + \beta_{esc2} \exp + \beta_{esc3} \exp \times branca \quad (05)$$

em que β_{esc1} é o coeficiente da variável *esc*, β_{esc2} o coeficiente do termo de interação *escxexp* e o coeficiente do termo *escxexpxbranca*¹².

Em seguida, calculou-se a taxa de retorno da escolaridade apenas para o modelo de variável instrumental, já que o mesmo não inclui termos de interação envolvendo a variável educação. Finalmente, devido suas particularidades nos resultados, foi feito o cálculo do retorno da educação por nível de escolaridade segundo os critérios descritos acima.¹³ A tabela 4 abaixo resume todos esses resultados.

Tabela 4 - Taxa de Retorno da Educação

Modelos	Bahia	Ceará	Pernambuco
MQO	12,23	10,87	12,34
Heckman em 2 Estágios	-	13,60	11,05
Pseudo-Painel (Efeitos Fixos)	11,78	10,28	12,16
Garen (1984)	14,25	10,40	13,90
Variável Instrumental (IV)	19,32	11,34	17,45
Nível de Escolaridade	-	-	-
EF1	14,80	13,80	13,63
EF2	36,59	33,75	35,89
EM	50,71	58,08	52,67
ES	131,75	132,40	144,46

Fonte: Cálculos pelos autores a partir dos dados da Pnad e das estimações econométricas.

¹¹ No cálculo do efeito marginal da experiência, como existem coeficientes que incluem medidas de experiência e anos de estudo, foi considerada a média dos seis anos das amostras para cada variável na composição dos resultados.

¹² Neste caso, semelhantemente a experiência, considerou-se apenas homens brancos.

¹⁰ Ver seção 3.1.

Em primeiro lugar, é preciso observar que a taxa de retorno da escolaridade se encontra acima de 10% tanto dentro da mesma região geográfica, como também em uma comparação intra-regional (o valor mais baixo se dá no Estado do Ceará no modelo de Garen (1984), onde a taxa é de 10,40%).

Com exceção do modelo de Heckman em dois estágios, as taxas de retorno para o Ceará são, em média, menores que para os outros dois Estados nordestinos. De fato, quando se considera somente o modelo de variável instrumental, a taxa de retorno da educação para o Estado da Bahia chega a 19,32% e em Pernambuco a 17,45%.

Já o modelo que discrimina por nível de escolaridade, os resultados tornam-se interessantes por pelo menos duas razões. Primeiro, como nos modelos estimados está considerando-se o nível de escolaridade por meio do “efeito diploma”, as estimativas obtidas evidenciam a importância do término de pelo menos um ciclo de estudo. Além do mais, como se pode observar, esses efeitos são potencializados na medida em que se conclui um ciclo mais elevado.¹⁴

5. CONCLUSÕES

Este trabalho teve como objetivo estimar a taxa de retorno da escolaridade do Brasil sob a luz de um enfoque regional ao abordar a região Nordeste a partir de suas principais forças econômicas: Bahia, Ceará e Pernambuco. Em decorrência de problemas como endogeneidade, seletividade amostral e características não observadas de indivíduos que surgem via estimativa por MQO, buscou-se aqui alternativas de estimação.

Os resultados encontrados, tanto em nível intra como em nível inter-regional, apesar de não comparáveis com outros estudos semelhantes devido às diferentes variáveis explicativas e base de dados, mostram que o prêmio à escolaridade no Brasil, sob um prisma regional, ainda se mantém em patamares elevados.

Nesta perspectiva, pelo menos três importantes questões se colocam diante desse problema. Em primeiro lugar, é preciso entender em que medida políticas públicas em termos de educação complementar, através do

¹⁴ Para o ensino superior, conforme explicitado na seção 4, apenas um ano de estudo no ciclo serviu como delimitador do “efeito diploma” em virtude do baixo estoque de capital humano na categoria.

ensino supletivo, por exemplo, podem suprir a escassez educacional em termos de anos de estudo formal, e, assim, homogeneizar mais a força de trabalho e reduzir a taxa de retorno da escolaridade nos ciclos mais inferiores de ensino. Além disto, é importante também entender o efeito da composição educacional, e em que medida uma expansão mais acelerada da educação superior pode vir a reduzir o prêmio à escolaridade nos níveis mais elevados de educação.

Por fim, resta saber em que grau a abertura comercial ocorrida no início dos anos 90 está elevando a demanda por mão-de-obra qualificada e provocando, nesta situação, aumentos nos diferenciais salariais da educação superior em vista de uma maior escassez relativa de capital humano quando se considera as principais economias da região Nordeste.

BIBLIOGRAFIA

- ANDRADE, S. A. A.; MENEZES-FILHO, N. O Papel da Oferta de Trabalho no Comportamento dos Retornos à Educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.35, n.2, p.189-225, ago., 2005.
- ANUATTI N. F.; FERNANDES, R. Grau de Cobertura e Resultados Econômicos do Ensino Supletivo no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.53, n.4, p.165-187, abr-jun., 2000.
- ARBACHE. J. S. Liberalização Comercial e Mercado de Trabalho no Brasil. In: MENEZES-FILHO, N.; LISBOA, M. (ORG). **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: EPGE-FGV, 2001.
- 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. 2006.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2007. (Texto para Discussão, 1258).
- 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. 2007. (Texto para Discussão, 1304).

BEHRMAN, J.; BIRDSAALL, N. The Quality of Schooling: Quantity Alone is Misleading. **American Economic Review**, v.73, n.5, p.928-946, dec., 1983.

CAMPANTE, F. R.; CRESPO A.; LEITE, P. G. P. G. Desigualdade Salarial entre Raças no Mercado de Trabalho Urbano Brasileiro: Aspectos Regionais. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.58, n.2, p.185-210, abr-jun., 2004.

DEATON. A. Panel Data from Time Series of Cross-Sections. **Journal of Econometrics**. v.30, p.109-126, jan-feb, 1985.

DE LA CROIX, D.; DOEPKE, M. Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters. **American Economic Review**, v.73, n.4, p.1093-1113, sep., 2003.

FERREIRA, F. H. G. **Os Determinantes da Desigualdade de Renda no Brasil: Luta de Classes ou Heterogeneidade Educacional?** Rio de Janeiro: Departamento de Economia – PUC-RIO, fevereiro. 2000. (Texto para Discussão, 415).

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.

FISHLOW, A. Brazilian Size Distribution of Income. **American Economic Review**, v.62, n.2, p.391-402, may, 1972.

GAREN, J. The Returns to Schooling: A Selectivity Bias Approach with a Continuous Choice Variable, **Econometrica**, v.52, n.5, p.1199-1218, sep., 1984.

HECKMAN, J. Sample Selection Bias as a Specification Error, **Econometrica**, v.47, n.1, p.153-161, jan., 1979.

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.

HUNGERFORD, T.; SOLON, G. Sheepskin Effects in the Returns to Education. **Review of Economics and Statistics**, v.69, n.1, p.175-177, fev., 1987.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a Recente Queda da Desigualdade no Brasil**. Nota Técnica: ago., 2006.

KASSOUF, A. L. Wage Rate Estimation Using Heckman Procedure. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.41, n.1, p.89-107, jan-mar., 1994.

KASSOUF, A. L. Wage Gender Discrimination and Segmentation in the Brazilian Labor Market. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.2, n.2, p.243-269, abr-jun., 1998.

LAM, D.; LEVINSON, D. Declining Inequality in Schooling in Brazil and its Effects on Inequality in Earnings. **Journal of Development Economics**, v.37, n.1-2, p.199-225, nov., 1992.

LAM, D.; SHOENI, R. Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil. **Journal of Political Economy**, v.101, n.4, p.710-739, aug., 1993.

LANGONI, C. G. **Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico no Brasil**. 3. Ed. Rio de Janeiro: FGV, 2005.

LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. C. Retornos em Educação no Brasil: 1976/89. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.21, n.3, p.559-574, dez., 1991.

LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. C. Educação e Distribuição de Renda. In: CAMARGO, J. M.; GIAMBIAGI, F. (ORG). **Distribuição de Renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 2000.

LEME, S. C. M.; WAJNMAN, S. Diferenciais de Rendimentos por Gênero. In: MENEZES-FILHO, N.; LISBOA, M. Microeconomia e Sociedade no Brasil. Rio de Janeiro: EPGE-FGV, 2001.

MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. A Evolução da Distribuição de Salários no Brasil: Fatos Estilizados para as Décadas de 80 e 90. In: HENRIQUES, R. (ORG). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

MENEZES-FILHO, N. A. **A Evolução da Educação no Brasil e seu Im-**

pacto no Mercado de Trabalho. Instituto Futuro Brasil, 2001a.

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.

MENEZES-FILHO, N.; ZYLBERSTAJN, H.; CHAHAD, J. P. Z. (ORG). Os Efeitos dos Sindicatos sobre o Salário Médio das Firms Brasileiras. In: CHAHAD, J. P. Z.; MENEZES-FILHO, N. **Mercado de Trabalho no Brasil.** São Paulo: LTr, 2002.

MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Rising Human Capital but Constant Inequality: the Education Composition Effect in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.60, n.4, p.407-424, out-dez., 2006.

MINCER, J. **Schooling, Experience and Earning.** New York: Columbia University Press, 1974.

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, abr-jun., 2007.

RAMOS, L.; REIS, J. Distribuição da Renda: Aspectos Teóricos e o Debate no Brasil. In: CAMARGO, J. M.; GIAMBIAGI, F. (ORG). **Distribuição de Renda no Brasil.** Rio de Janeiro: Paz e Terra, 2000.

REIS, J.; BARROS, R. Desigualdade Salarial e Distribuição de Educação: A Evolução das Diferenças Regionais no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.20, n.3, p.415-478, dez., 1990.

REIS, J.; BARROS, R. Wage Inequality and Distribution of Education. **Journal of Development Economics**, v.36, n.1, p.117-143, jul., 1991.

REIS, J.; BARROS, R. Desigualdade Salarial: Resultados de Pesquisas Recentes. In: CAMARGO, J. M.; GIAMBIAGI, F. (ORG). **Distribuição de Renda no Brasil.** Rio de Janeiro: Paz e Terra, 2000.

RESENDE, M.; WYLLIE, M. Retornos para Educação no Brasil: Evidências Empíricas Adicionais. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.10, n.3,

p. 349-365, jul-set., 2006.

ROBBINS, D. J. **HOS Hits Facts: Facts Win; Evidence on Trade and Wages in the Developing World**. Development Discussion Papers, 557, Harvard Institute for International Development, 1996.

SACHSIDA, A., LOUREIRO P. R. A.; MENDONÇA M. J. C. Um Estudo Sobre o Retorno em Escolaridade no Brasil. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.58, n.2, p.249-265, abr-jun., 2004.

SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. Mercado de Trabalho Formal e Informal: Uma Análise da Discriminação e da Segmentação. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v.10, n.1, p.41-78, jul., 2000.

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, 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, 1166).

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.

SOTOMAYOR, O. J. Education and Changes in Brazilian Wage Inequality, 1976-2001. **Industrial and Labor Relations Review**, v.58, n.1, p.94-111, oct., 2004.

SPENCE, M. **Market Signaling**. Harvard University Press, 1974.

STOCK, H. J.; WATSON, W. M. **Econometria**. Pearson, Addison Wesley, 2004.

UEDA, E. M.; HOFFMANN, R. Estimando o Retorno em Educação no Brasil. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.6, n.2, p.209-238, abr-jun., 2002.

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

DISCRIMINAÇÃO DE RENDIMENTOS POR GÊNERO E RAÇA A PARTIR DE REALIDADES SÓCIO-ECONÔMICAS DISTINTAS

Vitor Hugo Miro*
Daniel Cirilo Suliano**

RESUMO

Este artigo tem como objetivo quantificar diferenciais de salário no mercado de trabalho do Brasil com base em critérios discriminatórios de gênero e raça. A análise é feita nos Estados do Ceará e de São Paulo por apresentarem realidades sócio-econômicas distintas em duas regiões com diferentes graus de desenvolvimento. O período de estudo caracteriza-se por uma conjuntura macroeconômica favorável a economia brasileira. Visando mensurar bem os efeitos resultantes de fatores produtivos e discriminatórios, uma nova medida de capital humano é proposta, assim como a inclusão de diversas características observadas dos trabalhadores. Os resultados apontam que existem diferenças de rendimentos entre gênero e raça resultante de atributos não produtivos, o que reforçaria a tese de discriminação no mercado de trabalho em nível regional no Brasil.

Palavras-Chave: Discriminação, Capital Humano, Diferenciação Regional.

ABSTRACT

This article aims to quantify wage differentials in the labor market in Brazil based on discriminatory criteria of gender and race. The analysis is done in the states of Ceara and Sao Paulo to make socio-economic realities in two distinct regions with different degrees of development. The study period is characterized by a favorable macro Brazilian economy. In order to measure well the effects of productive factors and discrimination, a new measure of human capital is proposed, as well as the inclusion of several observed characteristics of workers. The results show that there are differences in incomes between gender and race due to non-productive attributes, which would strengthen the argument of discrimination in the

* Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE).

** Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE).

labor market at the regional level in Brazil.

Keywords: Discrimination, Human Capital, Regional Differentiation.

1. INTRODUÇÃO

O estudo da discriminação é um tema abrangente e complexo. No caso da discriminação por gênero, dados disponíveis para países em diferentes fases de desenvolvimento, e em particular para o Brasil, evidenciam que as remunerações no mercado de trabalho para homens e mulheres são diferentes, favorecendo este primeiro grupo. Para o caso das raças, Ehrenberg e Smith (2000) analisam diversos grupos étnicos e de raça através da compilação de inúmeros estudos sobre o assunto.

No Brasil, vem-se consolidando nas últimas décadas uma literatura no que concerne ao tema da discriminação. No que se observa, Calvalieri e Fernandes (1998), Soares (2000) e Henriques (2001) merecem atenção por procurarem diagnosticar e quantificar o grau de discriminação presente no mercado de trabalho brasileiro. Leme e Wajnman (2001) através de um “*survey*” da literatura internacional e nacional explicitam alguns resultados do grau de discriminação sofrido pelas mulheres na economia americana, assim como na economia brasileira por meio de diferentes base de dados e formas alternativas de determinação deste grau. Este mesmo trabalho também expõe as limitações das variáveis, tais como educação e experiência, para quantificação dos diferenciais salariais de gênero, além dos diferentes aspectos metodológicos que buscam captar estes efeitos, expondo suas deficiências em termos de mensuração.

No caso da raça, os estudos no Brasil são ainda incipientes devido às limitações das bases de dados. Por exemplo, a Pnad, Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios, tida como a mais abrangente pesquisa domiciliar no país, somente a partir de 1987 computou em seu questionário principal para toda a amostra perguntas referentes à auto-identificação racial dos entrevistados.¹

Assim, dentro desta perspectiva de raça, Soares (2000) parece ser o estudo referencial sobre o tema. Campante, Crespo e Leite (2004) buscam complementá-lo atentando para formação heterogênea do país e, desta forma, procuram analisar o perfil discriminatório considerando o aspecto

¹ Apesar disso, Castro (1980) já inicia estudos sobre o tema.

regional. Além disto, conferem uma nova roupagem nas variáveis que interferem no processo de acumulação de capital humano, tendo em conta o forte mecanismo de transmissão intergeracional de educação no Brasil.

Este trabalho irá procurar se inserir nesta literatura dando uma contribuição marginal por diversas frentes. O primeiro e importante aspecto a ser ressaltado aqui é que discriminação possui origens e reflexos que vão além do campo da análise econômica por envolver razões de ordem sociais, culturais e psicológicas constituindo-se, portanto, objeto de diferentes áreas do conhecimento.

Desta forma, este trabalho não trata exatamente de discriminação, já que é um tema amplo, limitando-se apenas à investigação dos efeitos desta sobre a desigualdade nos rendimentos do trabalho. Assim, considera-se como possível mensurar os efeitos da discriminação no mercado de trabalho, representando um tema instigante sob a fundamentação microeconômica.

Portanto, do ponto de vista estritamente econômico, o termo discriminação pode ser designado ao fato de bens idênticos terem preços diferenciados, isto é, trabalhadores com a mesma produtividade em um senso físico ou material, serem tratados de formas desiguais com base em alguma característica observável, como, por exemplo, a raça ou o gênero [Crespo (2003)]. A desigualdade neste sentido consiste em um forte indício de injustiça social, pois resulta em condições sociais e econômicas que não provêm de mérito ou esforço, mas puramente de discriminação.

Todavia, deve-se ter em mente que os rendimentos desiguais podem ser resultantes de discriminação tanto dentro quanto fora do mercado de trabalho (no que tange as condições de acesso à educação e a outros recursos, por exemplo). Como isso ocorre? Basicamente, as disparidades de rendimentos do trabalho podem também ser reflexos de diferenças de produtividade ou segmentação ou, como dito acima, de componentes puramente discriminatórios. No caso das diferenças de produtividade, é bem provável que trabalhadores com maior acúmulo de capital humano sejam mais bem remunerados, de forma que o mercado de trabalho apenas expõe estes diferenciais de dotação. De outra parte, um componente dito discriminatório pode ser resultante de trabalhadores que apesar de apresentarem características similares, estão em segmentos distintos no mercado de trabalho.

Por fim, e mais importante, o mercado de trabalho pode ser um *locus* gerador de desigualdade se existir diferenciais de remuneração para os mesmos indivíduos com a mesma dotação de capital humano, inseridos

no mesmo setor de atividade, tendo a mesma ocupação, sendo ainda da mesma região e dentre outras características similares. Assim, o mercado remunera de forma diferenciada trabalhadores iguais pelo simples fato de serem de sexo distinto e/ou cor/raça diferentes.

Por convenção, a presente análise irá tomar como categoria de referência para critério de discriminação os homens brancos. Neste sentido, os possíveis grupos candidatos a serem discriminados serão dados pelas mulheres brancas, homens negros e mulheres negras. Adicionalmente, optou-se pela exclusão dos amarelos e índios, devido a algumas de suas particularidades, além de inserir os pardos dentro da categoria dos negros. Essa abordagem se deve a alguns fatos estilizados da nossa formação econômica. Em primeiro lugar, a herança escravocrata e patriarcal de nossa sociedade infelizmente ainda persiste nos dias atuais, não obstante os diversos avanços alcançados no que tange a igualdade de todos os cidadãos, independentemente de sexo, cor, religião, etc.² Em segundo lugar, apesar de em menor grau, os pardos, assim como os negros, estão dentro dos estratos de renda mais inferiores, o que nos leva a crer serem de um grupo de estrutura social semelhante.

Vale ressaltar que a análise aqui realizada possui como foco o mercado de trabalho em um sentido regional levando em consideração a forte heterogeneidade da estrutura da economia brasileira, bem como sua dinâmica geográfica e setorial. Dentro deste contexto, foram feitas algumas inovações em relação as pesquisas recentes. Enquanto Menezes, Carrera-Fernandez e Dedecca (2005) focalizam as regiões metropolitanas de São Paulo e Salvador e Cacciamali e Hirata (2005) os Estados da Bahia e São Paulo, aqui a base de comparação regional serão os Estados do Ceará e São Paulo. Isso porque acreditamos que estes dois Estados polarizam melhor as diferentes fases de desenvolvimento e formação social do país: São Paulo por ser o grande representante do Sudeste do país, região mais desenvolvida, e o Ceará por ser uma economia não tão desenvolvida como a Bahia e Pernambuco, encontrando-se em um meio termo no grau de desenvolvimento do Norte/Nordeste.

Além do mais, para se ter um retrato claro do componente discriminatório do mercado de trabalho brasileiro, procurou-se fazer aqui uma análise sob três vias. Inicialmente foi feito um aparato descritivo dos ren-

² Ver Artigo 5º da Constituição Federal promulgada em 5 de outubro de 1988.

dimentos salariais e dos níveis de capital humano destas diferentes categorias de forma a identificar o diferencial salarial dos indivíduos resultante das diferenças de atributos produtivos de cada uma. Em seguida, para cada uma das quatro categorias é empregada uma equação de salários minceriana por meio do procedimento de dois estágios de Heckman como forma de corrigir algum viés de seleção amostral. A partir disso, obtêm-se o diferencial de salários com o uso da decomposição de Blinder-Oaxaca comparando-se a categoria base (homens brancos) com as demais. Este procedimento é feito em duas etapas: uma com o uso de controles ligados apenas a produtividade do trabalhador e outra com o uso de diversos atributos ligados a produtividade e a segmentação de mercado.

Além desta introdução e das considerações finais, este trabalho apresenta mais três seções. Na próxima seção é feita uma análise geral da base de dados e um indicativo dos primeiros diferenciais de salários entre gênero/raça no Brasil do ponto de vista regional. A seguir, são feitas as estimações das equações de salários apenas com atributos ligados a fatores produtivos dos trabalhadores decompondo os diferenciais salariais em termos de capital humano e discriminação. Na seção seguinte, o mesmo exercício é repetido, só que agora incluindo outras características observadas dos trabalhadores.

2. ANÁLISE DA BASE DE DADOS

Foram utilizados os dados empilhados (*pooling*) da Pnad dos anos de 2004, 2005 e 2006. A escolha destes anos é condizente com os estudos recentes sobre discriminação e também ligados à conjuntura macroeconômica brasileira.

No caso dos estudos envolvendo discriminação, Soares (2000) aborda de forma bastante exaustiva as bases de dados da Pnad de 1987 a 1998. Campante, Crespo e Leite (2004) valendo-se do suplemento referente a variáveis que envolvem a formação de capital humano do indivíduo, tais como educação do pai e da mãe, usam como base de dados a Pnad de 1996. Na presente década esta mesma base é explorada por Cacciamali e Hirata (2005) fazendo-se uso do ano de 2002.

Este trabalho procura conjugar duas fórmulas. Dando continuidade aos trabalhos anteriores, explora em forma de *pooling* três anos da Pnad ainda pouco utilizados neste rol de pesquisas. Além disto, este mesmo período é caracterizado por uma conjuntura macroeconômica favorável em virtude da estabilidade de preços e um bom desempenho em termos de crescimento econômico, eliminando quaisquer fatores exógenos que poderiam afetar o processo produtivo.

Assim, partindo-se da base de dados, sabe-se que a Pnad apresenta uma amostragem extensa e bem heterogênea. Desta forma, procurou-se fazer algumas filtragens como forma de captar melhor os efeitos dos diferenciais salariais dentro do mercado de trabalho. Em primeiro lugar, procurou-se incluir trabalhadores que não estivessem estudando assim como os aposentados, selecionando ao máximo possível apenas os que estivessem em atividade. Assim, a idade mínima de corte foi de 24 anos e a idade máxima de 57 anos. Essa tentativa de incluir apenas trabalhadores ativos foi também ampliada a partir da exclusão de pessoas que se declararam na condição da família serem pensionistas.

Dando prosseguimento a esta filtragem, optou-se também pela exclusão de trabalhadores que se declararam na ocupação serem da produção para o próprio consumo e na construção para o próprio uso já que atividades deste fim apresentam características distintas das demais. Empregados domésticos e parentes de empregados domésticos também foram excluídos já que atividades deste fim preponderam mulheres e alguns rendimentos da Pnad também não consideram este grupamento de trabalhadores.

Feita essas ressalvas, o objetivo desta seção é de apresentar os primeiros indícios de discriminação a partir de um quadro comparativo entre as diferentes categorias no que concerne ao seu salário hora real. Assim, nas tabelas 1 e 2 a seguir são apresentados os salários/médios de cada categoria para os anos de 2004, 2005 e 2006 considerando os Estados do Ceará e de São Paulo, respectivamente.

Tabela 1 - Comparação do Salário/Hora Médio Ceará - 2004-2006

Categorias	2004	Percentual em relação aos Homens Brancos	2005	Percentual em relação aos Homens Brancos	2006	Percentual em relação aos Homens Brancos
Homens Brancos	4,48	-	4,24	-	4,55	-
Mulheres Brancas	3,01	68%	2,96	70%	3,27	72%
Homens Negros	2,52	56%	3,31	78%	2,95	65%
Mulheres Negras	1,48	33%	1,69	40%	1,72	38%

Fonte: Cálculo pelos autores a partir dos dados da Pnad.

No caso do Ceará, observa-se que as mulheres brancas apresentam um grau evolutivo em termos de ganhos percentuais, quando comparados com os homens brancos, apesar de ainda ganharem, em média, 30% a menos que eles. Homens negros e mulheres negras também apresentam este grau evolutivo, mas com um forte comportamento oscilatório. Para as duas categorias o percentual de ganhos em relação aos homens brancos é bem inferior, chegando às mulheres negras a ganharem apenas 33% dos mesmos em 2004.

Tabela 2 - Comparação do Salário/Hora Médio São Paulo - 2004-2006

Categorias	2004	Percentual em relação aos Homens Brancos	2005	Percentual em relação aos Homens Brancos	2006	Percentual em relação aos Homens Brancos
Homens Brancos	7,06	-	7,52	-	7,91	-
Mulheres Brancas	3,36	48%	4,09	54%	4,34	55%
Homens Negros	4,06	57%	4,37	58%	4,58	58%
Mulheres Negras	1,88	27%	2,06	27%	2,30	29%

Fonte: Cálculo pelos autores a partir dos dados da Pnad.

São Paulo apresenta um resultado curioso. Por ser um Estado mais desenvolvido, seria esperado um maior grau de homogeneização dos rendimentos entre as categorias, resultado esse que não é observado para a base de dados analisada. Além disto, diferentemente do Ceará, não existe um comportamento oscilatório dos ganhos percentuais entre as três categorias quando comparado com os homens brancos, e sim um quadro estável de participação da fração salarial de cada categoria em relação à categoria base (as mulheres negras representam bem isto, na medida em que seus ganhos em relação aos homens brancos se mantêm em um patamar estável entre 27% e 29% por toda a série).

3. DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS APENAS COM CAPITAL HUMANO

O método de decomposição de Blinder-Oaxaca possui méritos pela capacidade de decompor a desigualdade de rendimentos em um montante referido à discriminação e outro montante à desigualdade de dotações. Neste sentido, nosso primeiro passo seria a estimação de uma equação de salários com base nos critérios de Mincer (1974) e, a partir disso, separar os rendimentos decorrentes de atributos produtivos e discriminatórios. De forma geral, a equação de salários apresenta a seguinte estrutura:

$$\ln w_i = \beta' x_i + \varepsilon_i \quad (01)$$

onde w é o salário real horário, x um conjunto de variáveis explicativas que representam o capital humano e ε um termo de erro dado por características não observadas.

No caso da variável dependente, sua construção se deu a partir da divisão do rendimento do trabalho principal por quatro tendo como produto o rendimento semanal do trabalho. A este último resultado dividiu-se pelo número de horas trabalhadas por semana obtendo-se, a partir de então, o salário real horário.

Para os atributos produtivos, conforme ressaltado por Barros, Franco e Mendonça (2007a, 2007b), a construção do capital humano se dá basicamente através da inclusão das variáveis escolaridade e experiência no mercado de trabalho. Barros, Franco e Mendonça (2007a) também atentam para o fato de que nem todos os postos de trabalho são igualmente produtivos e, portanto, para se comparar a produtividade intrínseca de dois trabalhadores, é necessário comparar os desempenhos de cada um num mesmo posto de trabalho.

Dentro desta perspectiva, apresenta-se aqui uma inovação em relação às pesquisas anteriores. No cômputo das variáveis que formam o capital humano, foi acrescida a variável tempo de permanência. Vale lembrar que isso é uma forma de também dirimir o problema relativo à variável experiência. No caso, trabalhadores com diferentes características demográficas e formas distintas de ocupação apresentam ocorrências de desemprego diferenciadas e, portanto, as medidas de experiência potencial estariam superestimando as medidas efetivas de experiência. Além disto, o cálculo da medida de experiência a partir da idade das mulheres pode não

refletir sua experiência no mercado de trabalho, devido suas decisões de fecundidade [Leme e Wajman (2001) e Giuberti e Menezes-Filho (2005)]. Giuberti e Menezes-Filho (2005) apresentam tentativa parecida a partir da inclusão da variável média de meses no emprego atual.

Assim, neste primeiro exercício, em que se considera apenas como controle o capital humano como variável explicativa, além das tradicionais medidas de escolaridade e experiência, será computada também o tempo de permanência do indivíduo no mesmo trabalho. No caso da construção da variável experiência, seguiu-se a abordagem de Heckman, Tobias e Vytlačil (2000), segundo a qual a idade é subtraída dos anos de estudo e dos anos pré-escolares (experiência = idade – escolaridade – 6). A tabela 3 abaixo apresenta as variáveis explicativas para a primeira equação de salários onde foram incluídas apenas variáveis relativas à formação de capital humano do trabalhador.

Tabela 3 - Variáveis Explicativas da Equação de Salários apenas com Capital Humano

Variáveis Explicativas	Descrição das Variáveis	Variáveis Explicativas	Descrição das Variáveis
<i>esc</i>	anos de estudos do trabalhador	<i>esc×exp</i>	interação entre escolaridade e experiência
<i>exp</i>	<i>proxy</i> para medida de experiência	<i>perm</i>	tempo de permanência do indivíduo no mesmo trabalho
<i>exp</i> ²	experiência ao quadrado	<i>perm</i> ²	tempo de permanência do indivíduo no mesmo trabalho ao quadrado

Fonte: Cálculo pelos autores a partir dos dados da Pnad.

Na tabela seguinte, são apresentadas as estatísticas descritivas dos atributos de capital humano para cada Estado e por categoria como forma de observar se parte dos diferenciais salariais descritos acima pode vir a ser resultante da diferença de atributos produtivos.

Tabela 4 - Composição do Capital Humano - Médias Ceará/São Paulo

<i>Categorias</i>	Ceará Anos de Estudo			São Paulo Anos de Estudo		
	2004	2005	2006	2004	2005	2006
Homens Brancos	7,06	6,82	7,15	8,41	8,58	8,80
Mulheres Brancas	8,41	8,35	8,61	8,87	9,12	9,29
Homens Negros	5,15	5,48	5,67	6,56	6,76	7,03
Mulheres Negras	6,35	6,73	7,03	6,82	7,20	7,38

<i>Categorias</i>	Ceará Experiência			São Paulo Experiência		
	2004	2005	2006	2004	2005	2006
Homens Brancos	23,77	24,05	23,69	23,83	23,23	23,32
Mulheres Brancas	22,99	22,86	22,63	23,21	23,20	23,01
Homens Negros	25,68	25,35	25,25	24,50	24,58	24,34
Mulheres Negras	24,65	24,16	23,85	24,42	24,06	24,04

<i>Categorias</i>	Ceará Permanência			São Paulo Permanência		
	2004	2005	2006	2004	2005	2006
Homens Brancos	7,49	7,56	7,58	6,79	6,61	6,86
Mulheres Brancas	4,55	4,31	4,19	3,26	3,62	3,62
Homens Negros	7,63	7,31	7,44	5,25	5,45	5,42
Mulheres Negras	3,77	3,66	3,54	2,54	2,52	2,63

Fonte: Cálculo pelos autores a partir dos dados da Pnad.

Para a variável anos de estudo, observa-se que as mulheres brancas, em ambos os Estados, apresentam maior média, seguida dos homens brancos, mulheres negras e homens negros. Essa é uma primeira observação válida: as mulheres brancas apresentam um dos atributos produtivos da formação de capital humano superior a categoria de referência (homens brancos).

No caso da variável experiência, a média é bem parecida para ambos os Estados, assim como entre as categorias. Homens negros e mulheres negras apresentam valores ligeiramente superiores por talvez apresentarem um menor nível escolaridade e isso ser reflexo da forma como a variável experiência foi construída.

Por fim, observa-se a importância da inclusão da variável tempo de permanência no mesmo emprego refletindo diferença de atributos produtivos entre as categorias, na medida em que os homens brancos dominam, ao longo de a toda série, as maiores médias. Interessante também observar

que as médias para todas as categorias do Estado de São Paulo são menores que para o Estado do Ceará contrabalançando a média dos anos de escolaridade, onde ocorre o inverso.

A partir de então, segue-se a estimação de uma equação *minceriana* para cada um dos grupos considerados na análise de diferenciação salarial. Em Oaxaca (1973), é estudado o caso da desigualdade entre homens e mulheres, mas a idéia básica do modelo também pode ser estendida para a comparação inter-racial, como é feito em Blinder (1973).

De maneira geral pode-se definir dois grupos: *A* e *B*. Estes grupos podem ser dados por homens e mulheres, brancos e negros, ou grupos compostos pelas duas características como é realizado no presente trabalho.

O emprego do método de decomposição de Blinder-Oaxaca exige a definição e estimação da equação de rendimentos para cada um dos grupos. Assim, definimos equações mincerianas para cada um dos grupos da seguinte forma:

$$W_A = E(X_A)' \beta_A \quad (02)$$

$$W_B = E(X_B)' \beta_B \quad (03)$$

Considerando o diferencial de salários como sendo a diferença da média salarial dos grupos considerados, pode-se especificar a seguinte equação para o diferencial:

$$\Delta W = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B \quad (04)$$

A partir desta expressão, o próximo passo é decompor o diferencial de salários em uma parte atribuída às diferenças de capital humano e outra atribuída à discriminação no mercado de trabalho, representada por fatores não-explicados diretamente pelo modelo.

Para realizar a decomposição, aplica-se o artifício de somar e subtrair na expressão (04) o seguinte termo: $E(X_B)' \beta_A$. Assim, podemos obter:

$$\Delta W = [E(X_A)' - E(X_B)'] \beta_B + E(X_A)' [\beta_A - \beta_B] \quad (05)$$

Essa expressão decompõe a diferença de rendimentos em dois termos (decomposição “*two-fold*”). O primeiro é atribuído às características observadas dos dois grupos, também referenciada como “*efeito dotação*”. Neste caso, o coeficiente de *B* é mantido fixo e avalia-se o diferencial em função das características observadas da seguinte maneira:

$$[E(X_A) - E(X_B)]' \beta_B \quad (06)$$

Assim, teríamos uma medida da mudança esperada nos rendimentos do grupo B , se esse grupo possui as mesmas características do grupo A .

Já o segundo termo mantém fixas as características de um determinado grupo (B) e atribui a diferença aos coeficientes da seguinte forma:

$$E(X_B)' [\beta_A - \beta_B] \quad (07)$$

Este componente define a discriminação como sendo a diferenciação na forma de remunerar agentes igualmente produtivos, onde coeficientes diferentes implicam em diferentes formas de remunerar as características de cada grupo, e, em última instância, uma medida da discriminação.

Um problema comum da análise do mercado de trabalho é que os salários são observados apenas para os participantes da força de trabalho, ou seja, os ocupados. Assim, a seleção apenas destes indivíduos na amostra pode resultar na ocorrência de um viés de seleção. Isso porque existem indivíduos que possuem implícito um salário de reserva abaixo do qual não estariam dispostos a ingressar no mercado de trabalho caso o salário ofertado seja menor. Uma forma de corrigir este problema é através da incorporação dos desocupados na amostra e a utilização do procedimento proposto por Heckman (1979) na estimação.

O procedimento de Heckman consiste em uma estimação em dois estágios da seguinte forma:

- i. Estimação de um modelo Probit para a participação no mercado de trabalho, a partir da qual se pode obter a razão inversa de Mills para cada observação;
- ii. Estimação por mínimos quadrados de uma equação de rendimentos (*à la* Mincer) que inclua como regressor adicional a razão inversa de Mills.

A tabela 5 a seguir apresenta o diferencial de salários estimado de acordo com o método de Blinder-Oaxaca, tendo apenas como controle o nível de capital humano dos trabalhadores. Desta forma, as primeiras estimações e a decomposição do diferencial de salários consideram apenas os chamados atributos produtivos: educação, experiência e tempo de permanência no mesmo emprego. A tabela também apresenta para cada um dos grupos de sexo/cor os diferenciais do logaritmo do salário/hora tomando

como categoria base o salário dos homens brancos.

**Tabela 5 - Diferencial de Salários - Logaritmo do salário/hora
Ceará/São Paulo – Capital Humano**

Categorias	Ceará		São Paulo	
	$\log(w)$ W	Diferencial ΔW	$\log(w)$ W	Diferencial ΔW
Homens Brancos	1,85	-	1,92	-
Mulheres Brancas	1,22	0,63	1,63	0,29
Homens Negros	1,12	0,73	1,49	0,44
Mulheres Negras	0,95	0,90	1,27	0,65

Fonte: Cálculo pelos autores a partir das estimações econométricas.

Os resultados apresentados na tabela anterior demonstram que o valor esperado do logaritmo do salário real hora para homens negros e mulheres brancas e negras é inferior aquele para o grupo formado por homens brancos. No caso do Ceará, os diferenciais são ainda maiores.

Em ambos os Estados, o maior diferencial foi observado para as mulheres negras. Como apontado por outros trabalhos, este grupo arca com o ônus da discriminação de sexo e de cor, na medida em que possuem escolaridade menor do que as mulheres brancas além de sofrerem com a segregação ocupacional, pois tendem a ocupar postos de trabalhos com piores rendimentos³ [Soares, (2000)].

No caso do mercado de trabalho cearense, a média geométrica do salário real hora (em termos monetários) dos homens brancos era aproximadamente 14% maior do que o obtido pelas mulheres brancas, 30% maior do que o obtido pelos homens negros e 60% maior do que o recebido pelas mulheres negras. Com relação aos resultados observados para São Paulo, os homens brancos obtinham rendimentos 19% superiores em relação às mulheres brancas, 33% superiores em relação aos homens negros e 43% maiores em relação às mulheres negras.

A tabela 6 apresenta a decomposição do diferencial de salários nas duas componentes discutidas anteriormente. A primeira reflete o diferencial médio no salário dos grupos discriminados se esses grupos possuísem a mesma valorização dos atributos que o grupo de homens brancos: trata-se do “efeito dotação”. A segunda componente quantifica a variação no salário quando são aplicados os coeficientes estimados para os homens

³ A próxima seção apresenta maiores detalhes sobre esta questão.

brancos, sendo mantidas as características dos demais grupos. Neste caso, este termo tende a aumentar o diferencial de salários para todas as comparações o que confirma a idéia de discriminação.

Vejamos os resultados para o Ceará. Considerando o caso das mulheres brancas, o valor de -0,33 indica que sua maior dotação de capital humano tenderia a reduzir o diferencial de salários entre elas e os homens brancos. No entanto, o chamado “efeito discriminação” impõe um forte impacto sobre os salários das mulheres respondendo por 0,96 do diferencial. Fato interessante é que para mulheres negras também temos que as dotações tenderiam a reduzir o diferencial de salários em uma média de 0,09 caso seus atributos fossem valorizados em igual condição aos dos homens brancos (no “efeito discriminação” o diferencial é um pouco maior do que o das mulheres brancas). Cabe mais uma vez ressaltar a importância destes resultados: como a composição do capital humano está levando em consideração o tempo de permanência no mesmo emprego, o possível dano a variável experiência para as mulheres devido suas decisões de fecundidade e formação familiar, estaria mais dirimido indicando que os resultados são puros efeitos discriminatórios. Já para os homens negros, se esses possuíssem as mesmas dotações dos homens brancos tenderiam a aumentar seus salários em 0,15 (no caso do componente discriminatório, seu efeito é inferior ao das mulheres brancas e negras).

**Tabela 6 - Decomposição do Diferencial de Salários
Ceará/São Paulo – Capital Humano**

Ceará		
<i>Categorias</i>	<i>“Efeito Dotação”</i>	<i>“Efeito Discriminação”</i>
Mulheres Brancas	-0,33	0,96
Homens Negros	0,15	0,58
Mulheres Negras	-0,09	0,99
São Paulo		
<i>Categorias</i>	<i>“Efeito Dotação”</i>	<i>“Efeito Discriminação”</i>
Mulheres Brancas	-0,16	0,45
Homens Negros	0,17	0,27
Mulheres Negras	0,08	0,57

Fonte: Cálculo pelos autores a partir das estimações econométricas.

A análise dos dados da tabela 6 também permite a observação de que ambos os efeitos são bem menores para São Paulo do que para o Ceará (exceção do “efeito dotação” para homens negros onde ocorre o inverso).

4. DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS COM CAPITAL HUMANO E OUTRAS CARACTERÍSTICAS OBSERVADAS

A inclusão dos controles se dá através do uso de variáveis *dummies* para cada variável adicional que se fizer. A tabela abaixo resume estes controles adicionais que serão usados.

Tabela 7 - Controles da Equação de Salários

Variáveis Explicativas	Descrição das Variáveis	Variáveis Explicativas	Descrição das Variáveis
<i>formal</i>	se o trabalhador contribuiu para previdência social em qualquer trabalho	<i>secundario</i>	trabalhador do setor de comércio ou serviços
<i>sind</i>	se o trabalhador é sindicalizado	<i>terciario</i>	trabalhador do setor industrial
<i>urbmet</i>	residente da região urbana metropolitana	<i>contapropria</i>	se o trabalhador é conta própria
<i>urbnaomet</i>	residente da região urbana não metropolitana	<i>funcpub</i>	se o trabalhador é funcionário público militar ou estatutário
<i>chefdom</i>	se o trabalhador é chefe de domicílio	<i>empregador</i>	se o trabalhador é empregador

Fonte: Construção pelos autores.

A interpretação do coeficiente δ_i de um controle *i* qualquer é dada da seguinte forma: δ_i é a diferença no logaritmo do salário real horário entre o grupo de tratamento e o grupo base, dado o mesmo nível de capital humano e as mesmas características não observadas (o mesmo termo de erro ε). Por exemplo, se $\delta_{formal} > 0$, então, para o mesmo nível de capital humano e características não observadas, os trabalhadores do setor formal ganham, em média, mais que os trabalhadores do setor informal. Em termos de expectativas, assumindo a hipótese de média condicional zero para o erro, $E(\varepsilon|controle_i, capital\ humano)=0$, então, para um controle *i* qualquer, tem-se:

$$\delta = E(\ln(w)|controle_i = 1, capital\ humano) - E(\ln(w)|controle_i = 0, capital\ humano) \quad (08)$$

No caso, o nível de capital humano é o mesmo em ambas as expectativas, dando-se a diferença somente em termos do controle *i*. É importante aqui destacar que o controle *i* eleva em um montante fixo a diferença sala-

rial, não dependendo essa diferença do nível de capital humano.

Portanto, o diferencial de salários também pode ser estimado a partir de uma especificação mais completa da equação minceriana. Nesta equação, foram incorporados todos os controles da tabela 7 com o intuito de observar se os diferenciais não são efeitos de fatores como o setor no qual os indivíduos estão empregados, se a inserção no mercado é legal, ou se o trabalhador reside na região urbana metropolitana, conforme especificado. De acordo com Soares (2000), que realiza exercício semelhante, a inclusão dessas variáveis também tem uma interpretação especial do efeito da inserção no mercado de trabalho.

Da mesma forma como fizemos na seção anterior, antes de apresentar os resultados em termos de decomposição, a tabela 8 apresenta as estatísticas descritivas de cada categoria considerando os controles descritos na tabela anterior.

Tabela 8 - Média dos Controles (Pooling) - Ceará/São Paulo

continua

<i>Controles</i>	Ceará			
	Homens Brancos	Mulheres Brancas	Homens Negros	Mulheres Negras
<i>formal</i>	0,37	0,30	0,32	0,23
<i>sind</i>	0,20	0,14	0,17	0,13
<i>urbmet</i>	0,62	0,70	0,60	0,65
<i>urbnaomet</i>	0,24	0,21	0,23	0,24
<i>secundario</i>	0,22	0,14	0,26	0,16
<i>terciario</i>	0,49	0,40	0,39	0,32
<i>contapropria</i>	0,29	0,17	0,30	0,18
<i>funcpub</i>	0,07	0,09	0,04	0,05
<i>empregador</i>	0,06	0,02	0,03	0,01
<i>chefdom</i>	0,72	0,30	0,73	0,30

Fonte: Cálculo pelos autores a partir dos dados da Pnad.

Tabela 8 - Média dos Controles (Pooling) - Ceará/São Paulo

conclusão

Controles	São Paulo			
	Homens Brancos	Mulheres Brancas	Homens Negros	Mulheres Negras
<i>formal</i>	0,62	0,38	0,55	0,30
<i>sind</i>	0,21	0,12	0,18	0,09
<i>urbmet</i>	0,38	0,41	0,51	0,56
<i>urbnaomet</i>	0,57	0,55	0,43	0,38
<i>secundario</i>	0,35	0,12	0,41	0,12
<i>terciario</i>	0,45	0,40	0,37	0,33
<i>contapropria</i>	0,18	0,10	0,18	0,10
<i>funcpub</i>	0,05	0,07	0,03	0,05
<i>empregador</i>	0,07	0,03	0,02	0,01
<i>chefdom</i>	0,75	0,22	0,74	0,26

Fonte: Cálculo pelos autores a partir dos dados da Pnad.

Pela tabela acima, observa-se que, em ambos os Estados, alguns dos controles que venham indicar segmentação de mercado, como, por exemplo, trabalhador do setor formal e dos setores secundário e terciário, os homens brancos levam uma vantagem perante as demais categorias. Outros, no entanto, como chefes de domicílio, apenas refletem a preponderância dos homens nesta situação, já que os homens negros apresentam também percentuais semelhantes.

Para o controle das localidades, regiões urbana metropolitana e urbana não metropolitana, os dados mostram que as categorias do Ceará concentram-se mais na região urbana metropolitana, enquanto as categorias do Estado de São Paulo estão distribuídas de forma mais homogênea nas duas regiões. Por sua vez, observa-se que a soma dos controles referente à posição de ocupação mostra que o percentual de empregados, grupo base, e, portanto, não incluídos no modelo como variável *dummy*, são maioria na amostra para ambos os Estados. Os dados também mostram que os homens brancos são, em média, mais sindicalizados em ambos os Estados.

A partir das estimações e da adição de controles, podemos observar pela tabela 9 uma redução nos diferenciais salariais. No caso do Ceará, a redução é significativa, o que evidencia uma alta segmentação de mercado no Estado. Quando se compara as três categorias supostamente discriminadas com a categoria homens brancos, observa-se uma redução

do diferencial de pelo menos 50%. Especificamente, no caso das mulheres brancas, a redução do diferencial chega a ser de 76%.

São Paulo, por sua vez, apresenta uma menor redução, apesar de que em algumas estatísticas descritivas, como setor formal e setores secundário e terciário, o grau de segmentação de mercado do Estado ser bem maior. Neste Estado, para cada uma das categorias, a redução do diferencial é relativamente modesta, principalmente quando se considera homens negros.

**Tabela 9 - Diferencial de Salários - Logaritmo do salário/hora
Ceará/São Paulo – Capital Humano e Controles**

<i>Categorias</i>	<i>Ceará</i>		<i>São Paulo</i>	
	<i>log (w) W</i>	<i>Diferencial ΔW</i>	<i>log (w) W</i>	<i>Diferencial ΔW</i>
Homens Brancos	1,40	-	1,85	-
Mulheres Brancas	1,24	0,15	1,64	0,21
Homens Negros	1,04	0,35	1,44	0,41
Mulheres Negras	0,95	0,45	1,28	0,57

Fonte: Cálculo pelos autores a partir das estimações econométricas.

Aplicando a decomposição desses diferenciais, pode-se observar que o denominado “efeito dotação” permanece praticamente inalterado. Com relação ao chamado “efeito discriminação”, a redução após a introdução das variáveis de controle na estimação é relativamente bem mais elevada. Contudo, apesar de observar uma redução neste efeito, ainda é possível observar a presença de uma parcela importante do diferencial atribuído a este componente da decomposição. Os resultados da nova decomposição são apresentados na tabela 10.

**Tabela 10 - Decomposição do Diferencial de Salários
Ceará/São Paulo – Capital Humano e Controles**

<i>Categorias</i>	<i>Ceará</i>	
	<i>“Efeito Dotação”</i>	<i>“Efeito Discriminação”</i>
Mulheres Brancas	-0,35	0,50
Homens Negros	0,17	0,19
Mulheres Negras	-0,08	0,53
<i>Categorias</i>	<i>São Paulo</i>	
	<i>“Efeito Dotação”</i>	<i>“Efeito Discriminação”</i>
Mulheres Brancas	-0,16	0,37
Homens Negros	0,18	0,23
Mulheres Negras	0,06	0,51

Fonte: Cálculo pelos autores a partir das estimações econométricas.

Assim, pelo menos do ponto de vista do “efeito discriminação”, parece que a inclusão de controles adicionais serviram para expurgar efeitos que eram aparentemente discriminatórios e, na verdade, são efeitos decorrentes de características observadas dos trabalhadores. Quanto ao “efeito dotação”, parece que existe realmente um componente puramente de formação de capital humano que explica parte dos diferenciais salariais em ambos os Estados.

Outra observação pertinente é que a redução do “efeito discriminação” é mais acentuada para os indivíduos do Ceará, fato que aliado com a redução do próprio diferencial, demonstra que a forma de inserção dos trabalhadores no mercado cearense confere um grande peso sobre as diferenças de rendimentos. De fato, o que se pensava ser efeito discriminatório no mercado de trabalho cearense, na verdade eram efeitos decorrentes de características observadas dos indivíduos.

Em uma comparação entre Estados, os resultados mostram uma vantagem do mercado de trabalho de São Paulo em relação ao do Ceará, pelo menos quando se considera mulheres brancas, tendo em conta que neste primeiro seus atributos produtivos são mais valorizados, da mesma forma que o efeito discriminatório é menor (para as mulheres negras, os dois mercados praticamente não se diferenciam). No caso dos homens negros, ocorre o inverso, mas do ponto de vista absoluto, os valores não são muito diferentes.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo quantificar diferenciais de salário no mercado de trabalho brasileiro com base em critérios discriminatórios de gênero e raça. A análise foi feita com base na heterogeneidade do mercado de trabalho brasileiro considerando os Estados do Ceará e de São Paulo por apresentarem realidades sócio-econômicas distintas em duas regiões com diferentes graus de desenvolvimento.

Visando mensurar bem os efeitos resultantes de fatores produtivos e discriminatórios, uma nova medida de capital humano foi proposta, assim como a inclusão de outras características observadas dos trabalhadores. Os resultados apontam para diferenças de rendimentos entre gênero e raça resultante de atributos não produtivos, o que reforça a tese de discrimina-

ção no mercado de trabalho do Brasil em nível regional.

De uma maneira geral, os resultados apresentados mostram que o grau de discriminação dos homens negros é relativamente menor quando comparados com mulheres brancas e mulheres negras. Além disto, parte do diferencial salarial que observa entre os homens deve-se a atributos produtivos entre estes dois tipos de trabalhadores. No caso das mulheres, os dois efeitos reforçam-se mutuamente e em direções opostas: apesar de apresentarem atributos mais produtivos do que os homens brancos, a remuneração não se dá como esperado, mesmo apresentando características iguais aos dos homens brancos tais como mesmo nível de ocupação, mesmo setor de atividade, etc. (exceção para mulheres negras de São Paulo que apresentam atributos menos produtivos). Vale ressaltar ainda que a maior parte deste diferencial é resultante de fatores puramente discriminatórios.

Do ponto de vista específico, observa-se que apesar do Estado do Ceará apresentar um menor grau de desigualdade em nível salarial, o efeito discriminatório no mesmo é maior, principalmente entre as mulheres. Esses resultados são reforçados em decorrência do uso de controles de características individuais dos trabalhadores, assim como da nova composição do capital humano.

BIBLIOGRAFIA

- 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, 1288).
- 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, 1304).
- BLINDER, A. S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, **Journal of Human Resources**, v.8, autumn, p.436–455, 1973.
- CACCIAMALI, M. C.; HIDRATA, G. I. A Influência da Raça e do Gênero nas Oportunidades de Obtenção de Renda – Uma Análise da Discriminação em Mercados de Trabalho Distintos: Bahia e São Paulo. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.35, n.4, p.767-795, out-dez., 2005.
- CALVALIERI, C.; FERNANDES, R. Diferenciais de Salários por Gênero e por Cor: Uma Comparação entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras.

Revista de Economia Política, São Paulo, v.18, n.1, p.158-175, jan-mar, 1998.

CAMPANTE, F. R.; CRESPO A.; LEITE, P. G. P. G. Desigualdade Salarial entre Raças no Mercado de Trabalho Urbano Brasileiro: Aspectos Regionais. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.58, n.2, p.185-210, abr-jun., 2004.

CASTRO, C. M. O Preço da Cor: Os Diferenciais Raciais na Distribuição de Renda no Brasil: Comentário. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.10, n.3, n.1, p.1001-1006, dez., 1980.

CRESPO, A. R. V. **Desigualdade entre Raças e Gênero no Brasil: Uma Análise com Simulações Contra-Factuais**. Dissertação de Mestrado, PUC-RIO, 2003.

EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S. **A Moderna Economia do Trabalho**. Teoria e Política Pública. São Paulo: Makron Books, 2000.

HECKMAN, J. Sample Selection Bias as a Specification Error, **Econometrica**, v.47, n.1, p.153-161, jan., 1979.

HECKMAN, J.; TOBIAS, J. L.; VYTLACIL, E. **Simple Estimators for Treatment Parameters in a Latent Variable Framework with an Application to Estimation the Returns to Schooling**. NBER Working Paper 7.950, 2000.

JANN, B. **A Stata Implementation of the Blinder-Oaxaca Decomposition**. ETH Zurich Sociology Working Paper n.5, 2008.

MENEZES, W. F.; CARRERA-FERNANDEZ.; DEDECCA, C. Diferenciais Regionais de Rendimentos do Trabalho: Uma Análise das Regiões Metropolitanas de São Paulo e de Salvador. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.35, n.2, p.271-296, abr-jun., 2005.

MINCER, J. **Schooling, Experience and Earning**. New York: Columbia University Press, 1974.

OAXACA, R. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, **International Economic Review**, v.14, n.3, p.693-709, oct., 1973.

SOARES, S. S. D. **O Perfil da Discriminação no Mercado de Trabalho – Homens Negros, Mulheres Brancas e Mulheres Negras**. Brasília: IPEA, nov., 2000. (Texto para Discussão, 769).

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

A PROPORÇÃO DE POBRES DO CEARÁ ESTÁ SUBESTIMADA? UMA APLICAÇÃO DA TEORIA DO VALOR EXTREMO

Carlos Wagner Rios Pinto*
Ronaldo A. Arraes**

RESUMO

As pesquisas de estimação de distribuição da pobreza no Brasil têm se concentrado com o uso de ferramentas de inferência estatística contáveis ou com o uso *ad hoc* de determinadas distribuições, ou ainda através de estudos de convergência. Este trabalho contribuiu com uma discussão de diferentes metodologias de inferência estatística não paramétrica, com o intuito de se estimar a evolução da densidade dos pobres. Inicialmente, através de suavização por núcleo estocástico (Kernel Density), com base nos dados coletados pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD (2001, 2003, 2005 e 2007), conclui-se que a renda média familiar per capita vem aumentando no período da análise. Tomando o Ceará como um estado representativo para aplicação empírica, contrastou-se duas metodologias na estimação da proporção de pobres nesse período, sendo elas: A metodologia tradicional (uso de formulação Discreta Uniforme) e uma aplicação com base na Teoria do Valor Extremo (TVE). Para prover maior sustentação ao que se propõe, é feito um cenário contrapondo as taxas de pobreza extraídas do Censo-2000 com as obtidas através do IPEADATA e as avaliadas pela metodologia aqui empregada, ambas com base nos dados da PNAD-2001. Do contraste dos resultados pode-se concluir que há forte indicação de haver subestimação das taxas de pobreza ao se utilizar metodologias tradicionais.

Palavras-Chave: Núcleo Estocástico, Teoria do Valor Extremo, Distribuição de Pobres, Ceará.

* Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste (CAEN/UFC).

** Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste (CAEN/UFC).

ABSTRACT

The research of estimating the distribution of poverty in Brazil have been concentrated with the use of tools of statistical inference or the inefficient use of some ad hoc distributions, or through studies of convergence. This work contributes to a discussion of different methods of non-parametric statistical inference in order to estimate the evolution of the density of poor individuals by smoothing a stochastic Kernel density, based on data from the National Household Survey - PNAD (2001, 2003, 2005 and 2007), and it concluded that the average family income per capita has been increasing during the analysis. By taking the state of Ceará as representative for empirical analysis, it was contrasted two methodologies for estimating the proportion of poor in the period, which are: The traditional method (use of Discrete Uniform formulation) and an application based on the theory of extreme values (TVE). To provide more support to what is proposed, it made a scene contrasting the poverty rates from the Census-2000 with those obtained by IPEADATA and evaluated by the methodology employed here, the latter two based on PNAD-2001 dataset. By contrasting the results it is concluded that there is strong evidence of underestimation of the poverty rates as the traditional methodology is applied. **Keywords:** Kernel Density, Theory of Extreme Values, Poverty Distribution, Ceará.

1. INTRODUÇÃO

O objetivo da Inferência Estatística é produzir informações sobre dada característica da população a partir de informações colhidas de uma de suas partes. Se houvesse informações completas sobre uma população, como o seu comportamento, não haveria necessidade de se colher uma amostra, pois, toda a informação desejada seria obtida por meio de sua distribuição. Isso raramente acontece, pois, ou não se conhecem os parâmetros relativos à variável, a qual identifica a população, ou não se conhece a curva da distribuição, ou ainda, o que é mais comum, não se tem idéia de coisa alguma sobre ela. Daí a necessidade do uso de uma amostra que extraia o máximo possível de informações a seu respeito, que possibilite estimar, por técnicas de inferência estatística, a função densidade de probabilidade de uma variável aleatória x , denotada por $f(x)$, que descreve

o real comportamento da distribuição dos dados. O conhecimento dessa função possibilitaria, por exemplo, calcular probabilidades de eventos associados a essa variável, ou, em estudos aplicados de distribuição de renda, conhecer-se a proporção de indivíduos situados em determinados intervalos de renda. Tais cálculos seriam procedidos da seguinte maneira:

$$p(a < x, < b) = \int_a^b f(x)dx \text{ Para todo } a < b$$

Uma das aplicações dessa escolha metodológica na ciência econômica será utilizada neste trabalho cujo objetivo concentra-se em realizar técnicas de inferência estatística para se avaliar a evolução de renda das famílias pobres do Ceará no período compreendido entre 2001 e 2007. Para tanto, se utilizou amostras da PNAD nos anos de 2001, 2003, 2005 e 2007. Aplicaram-se à variável denotada pelo rendimento domiciliar *per capita* (RDPC) técnicas de inferência estatística paramétrica e não paramétrica, com o intuito de realizar estimativas dos seus parâmetros (Média, moda e desvio padrão), da curva da densidade bem como sua evolução durante o período supra mencionado e a estimativa da real proporção de pobres no Ceará no período adotado. As técnicas de inferência estatística não paramétrica aplicadas nessa análise tiveram o objetivo de se estimar a curva da densidade da renda dos pobres no Ceará bem como sua evolução no período adotado. Neste trabalho adotou-se a estimação de suavização por núcleo estocástico Sala-i-Martin (2002) se utilizou da técnica de suavização por Núcleo Estocástico, porém, aplicando-se à estimação da proporção de pobres. A contribuição desta formatação metodológica é a verificação da evolução da densidade da renda dos pobres do Ceará, estimando, via estatística não paramétrica que possui, de uma maneira geral, suposições bem menos rígidas.

Vale observar que no método de estimação de suavização por núcleo o que se obtém é um esboço do comportamento da real distribuição da renda nesta unidade da federação, com ênfase nos valores que compõem a cauda da distribuição, portanto, não se deve esperar como resultado que se consiga revelar uma fórmula da função densidade de probabilidade dessa variável, por exemplo, uma distribuição dentre as mais conhecidas. Estende-se ainda da análise, portanto, a verificação de se estar havendo convergência para um determinado nível de renda ou até mesmo uma con-

firmação de simetria ou uni modalidade.

O uso de técnicas de inferência estatística paramétrica neste trabalho possibilitou a estimação da proporção de pobres, tendo como referencial um estado representativo de uma região menos desenvolvida, no caso, o estado do Ceará. Muitos são os trabalhos a respeito de estimação da proporção de pobres com o uso *ad hoc* de determinadas distribuições, por exemplo, Barros e Mendonça (1997), Hoffman (2005), Foster *et al* (1984) e Sala-i-Martin (2002). Por outro lado, Arraes (2008), utilizou testes estatísticos não paramétricos para estimar a densidade de renda que melhor se ajustasse aos dados, tendo por base as unidades da federação. No trabalho ora apresentado a estimação das taxas de pobreza e indigência se procedeu seguindo duas metodologias distintas: Na primeira, estimou-se a proporção de pobres pelo método mais tradicional que corresponde simplesmente ao quociente entre o número de pobres observados na amostra e a quantidade total de observações. O segundo método, já utilizados por Sen (1976) e posteriormente por Foster et al (1984), consiste em se calcular a integral, definida nos limites pelos quais se definem pobreza, da densidade da variável renda. A metodologia aqui empregada se diferencia das já apresentadas, no sentido de se estimar a densidade de renda via Teoria do Valor Extremo (TVE), que diferentemente de outros trabalhos publicados, por exemplo, em Manfred Gilli e Evis Kaellezi (2006), que se aplicou tal técnica para estimação do VAR (Valor em risco) de ativos financeiros. Aqui, utilizar-se-á TVE para se estimar a densidade da calda inferior da densidade da renda dos cearenses, resultando numa estimativa bastante consistente da proporção de pobres por motivos que serão apesados neste trabalho.

Inicia-se esse trabalho pela discussão sobre diferentes metodologias em diferentes artigos que tratam da estimação da densidade e proporção de pobres independente da região e o período da análise. Na seqüência são apresentadas as metodologias empregadas nas estimativas de densidade e proporção de pobres seguindo dos resultados e os possíveis contrastes encontrados na literatura. Na última seção são feitas as considerações finais.

2. ESTIMAÇÃO NÚCLEO ESTOCÁSTICA DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DOS POBRES

Essa seção é dedicada à apresentação de metodologias de inferência estatística não paramétrica para estimação de densidade de uma variável aleatória. Nela, contrastar-se-ão metodologias como Histograma, por exemplo, com o método de estimação por suavização por núcleo estocástico. Para verificação empírica será tomado como referência o estado do Ceará.

HISTOGRAMA

Para se realizar a estimação de uma densidade de probabilidade, é muito comum iniciá-la com uma investigação informal das propriedades dos dados observados. Um simples gráfico de dispersão dos dados pode mostrar evidências ou fortes indicações de simetria ou bi modalidade, por exemplo. O mais antigo e amplamente usado método de estimação de densidade trata-se do Histograma. Devido a sua simplicidade, ou seja, escolha-se, a partir de experiências adquiridas das características das variáveis envolvidas no processo de estimação, ou até mesmo bom senso, o ponto de partida dos valores que irão compor o primeiro intervalo de dados na distribuição de freqüência, que por sua vez será a origem x_0 do gráfico, e adicionalmente a largura da caixa h (*bin width*) que corresponde à amplitude dos intervalos da distribuição de freqüência. A partir daí, formar-se-ão as outras caixas de mesma largura h , mas com altura correspondente a freqüência absoluta das observações que pertencem ao respectivo intervalo que geralmente são escolhidos serem fechados no lado esquerdo e abertos no lado direito. Outra maneira de construção do Histograma corresponde em fixar a quantidade de caixas e , conseqüentemente, tornando o parâmetro h em função disso. O estimador de densidade Histograma é então definido por:

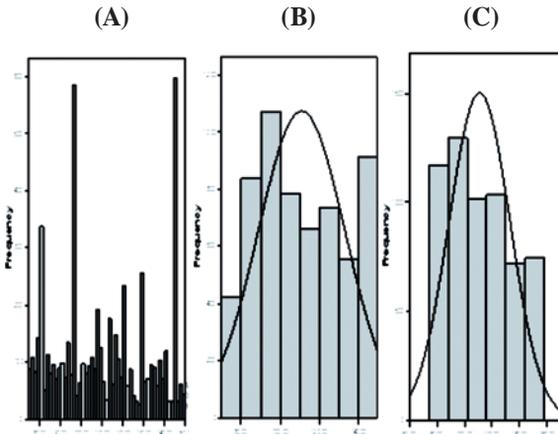
$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} (\text{N}^\circ \text{ de } x \text{ no mesmo bin}) \quad (1)$$

Ou então uma generalização do Histograma, que permite que h varie. Portanto o estimador torna-se:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{n} \frac{(\text{N}^\circ \text{ de } x \text{ no mesmo bin})}{(\text{Largura do bin contendo } x)} \quad (2)$$

Nesta última versão apresentada, a largura do bin, como já comentado, pode variar de acordo com o que o pesquisador considerar conveniente. Por exemplo, em contas de energias é interessante classificar as classes de consumo como, primeiramente, uma faixa que determina o nível máximo de consumo que garante um desconto na conta daqueles usuários que não ultrapassem tal faixa. Também seria interessante determinar outra amplitude h do intervalo que determina níveis de consumo acima do que seria desejado às companhias de energia em certo período de crise energética, a fim de que houvesse punições, como uma multa, por exemplo, para aqueles consumidores que consumissem o nível de energia que pertencessem a tal intervalo. Além de um prévio procedimento que é determinar a largura dos *bins* no histograma, deve-se atribuir o ponto x_0 de partida, se não vejamos: Note que ao se determinar a origem, todas as larguras das “caixas”, inclusive a da primeira, serão determinadas a partir desta seguindo a seguinte lei $[x_0 + mh, x_0 + (m + 1)h]$ para todo inteiro m . Conclui-se que, ao se variar h ou x_0 ou ambos, ter-se-iam estimativas diferentes da função densidade de probabilidade. O gráfico 1 ilustra exemplos de estimativas da renda dos pobres do Ceará usando histograma como estimador.

Gráfico 1 - Histogramas da renda dos pobres no Ceará em 2001



No gráfico acima, o histograma (A) mostra a distribuição do rendimento domiciliar *per-capita* obtida através do *software SPSS 12.0* onde não se determinou nenhum dos parâmetros do estimador da densidade, isto é, a largura h dos *bins*, a quantidade das caixas ou o ponto de partida;

Neste caso o software atribui automaticamente, por métodos já programados (*default*), os valores dos respectivos parâmetros. Note que, com essa configuração, a disposição do arranjo das frequências não permite inferir sobre a real forma da densidade da variável investigada.

O histograma (B) foi desenhado com a largura das caixas pré-fixadas em R\$ 12.00 e a quantidade das caixas ficaram em função disso. O ponto de partida permaneceu constante. Com essa nova configuração visualiza-se uma tendência de bimodalidade na estimativa da densidade. No histograma (C), por sua vez, foram atribuídos novos valores para o Histograma (C): Como o ponto de partida que antes era de R\$ 70.00 e agora foi alterado para R\$ 60.00 e a quantidade das caixas ficou em 6 unidades, ficando, portanto, como função disso a largura h das mesmas. Visualiza-se nesta nova configuração uma estimativa de curva completamente diferente das anteriores, apresentando agora uma assimetria à direita e unimodalidade.

Apesar de ser um dos estimadores de densidade mais usados por muitos pesquisadores pela sua simplicidade, mostrou-se um estimador de pouca eficiência, pois, constata-se uma grande variância nas estimativas apresentadas. Notou-se que basta que se varie pelo menos um dos três parâmetros que o define, para que a estimativa se torne completamente diferente, mesmo que se utilize a mesma série de dados, que neste caso se tratou da PNAD com corte nos valores entre R\$ 95,00 e R\$ 190,00 para o ano de 2001.

Estimador Naive

Define-se uma função densidade de probabilidade de uma variável aleatória x como sendo:

$$f(x) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{2h} p(x-h < X < x+h) \quad (3)$$

Para qualquer dado h , pode-se estimar $p(x-h < X < x+h)$ pela proporção amostral que pertence ao intervalo $(x-h < X < x+h)$. Portanto um estimador natural (*Naive Estimator*) de $f(x)$ é dado por:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{2h} (\text{numero de } X_1, X_2, \dots, X_n \text{ que pertence ao intervalo } (x-h < X < x+h)) \quad (4)$$

Defina uma função peso dada por:

$$w(x) = \frac{1}{2} I(x)_{|x|<1} \quad (5)$$

Dada (5) pode-se reescrever (4) da seguinte maneira:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h} w\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \tag{6}$$

Segue então que a estimativa construída pelo estimador Naive consiste em pôr caixas de largura $2h$ e peso $(2nh)^{-1}$ em cada observação e então as somando. O estimador Naive leva vantagem sobre o Histograma, pois, ele pode ser visto como uma tentativa de construir um Histograma em que todos os pontos amostrais se situam no centro de cada smooth (intervalo ou caixa), livrando-se então da dependência do ponto de partida x_0 , logo suas estimativas são mais eficientes. A dependência da largura do *bin* (parâmetro *smooth*) continua e vale salientar que apesar do estimador *Naive* apresentar vantagens sobre o Histograma, por ser mais eficiente, o mesmo apresenta nas suas estimativas, uma forma bastante enrugada (áspera) da densidade, que pode muitas vezes também distorcer ou maquiar o que seria a verdadeira forma da densidade além do mais, as derivadas em qualquer ponto pertencente ao range de variável que o define é zero.¹

Estimador Kernel

O método de estimação de densidade proposto neste trabalho e que minimiza problemas encontrados pelo método do Histograma e do estimador Naive, é o método de suavização por núcleo estocástico.

Trata-se de uma generalização do estimador *Naive* que consiste basicamente por redefinir a função peso por:

$$\int_{-\infty}^{\infty} w(x) dx = 1 \tag{7}$$

Note que a função peso, definida por $w(x)$, atende a um quesito básico para definição de uma função densidade de probabilidade, ou seja, a integral definida nos Reais é igual a um. Note adicionalmente que a escolha dessa função deve seguir um comportamento razoável dos dados que pertencem a sua amostra. Geralmente deve-se escolher uma função simétrica como a distribuição Normal para a função peso $w(x)$.

O estimador *Kernel*, por analogia ao estimador *Naive*, é definido por:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h} w\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \tag{8}$$

Onde h é a largura do bin, também chamado de parâmetro alisador

¹ Para ver exemplo e mais detalhes consultar *Silverman* (1998).

(smoothing); n é o tamanho da amostra; $w(x)$ é função peso já definida e x é a variável aleatória assumida em (7). A estimativa gerada pelo processo de Kernel é definida como sendo uma soma de *bumps* (protuberâncias) postas nas observações, isto é, a função $w(x)$ determina a forma dos *bumps* enquanto o parâmetro h determina a largura dos mesmos. Outra vantagem sobre as outras técnicas é que a estimativa se dá por uma soma de *bumps*, tornando suave a forma resultante e desde que $w(x)$ é escolhida ser uma função contínua, conclui-se que a estimativa será contínua e as derivadas de qualquer ordem e em qualquer ponto existem, resultando numa aproximação bastante razoável da verdadeira densidade.

Ressalte-se ainda que se tem uma dependência da escolha da largura dos *bumps*. No trabalho ora apresentado se seguiu a idéia apresentada e exemplificada em Silverman (1977, p.15), que a escolha de grandes larguras mascaram a real natureza da distribuição. Em contrapartida, uma pequena amplitude na largura torna a estimativa bastante enrugada, assemelhando-se à estimativa apresentada pelo estimador *Naive*. Qual então será o critério ótimo de escolha para h ? Optou-se por um método de tentativa, de se escolher h variando-a em seguidas vezes até que se encontre uma largura dada como conveniente. A base que se tomou para o critério de avaliar se determinado valor para h é considerado grande ou pequeno, foi utilizar-se da opção do default do *software E-Views* versão 6.0 que traz as duas possibilidades para largura do *bump* na caixa de diálogo *Silverman* ou *User specified*. A primeira opção se refere a um método que trata de um procedimento de escolha de h como sendo uma minimização do erro quadrático integral médio.² Na seção 4.2 apresentam-se as estimativas de densidade, pelo método Kernel, da densidade dos pobres do Ceará nos anos de 2001 a 2007.

3. TEORIA DO VALOR EXTREMO

Essa seção, principal foco do trabalho, é dedicada à aplicação da Teoria do Valor Extremo à estimação da proporção de pobres no Ceará no período analisado.

Conhecer a magnitude da pobreza em determinada região é interesse de muitos economistas e governantes. Muitas tentativas de estimação da proporção de pobres já foram realizadas, contudo, muitas das quais se diferem substancialmente, seja por adotar diferentes linhas de pobreza ou por se utilizar de diferentes metodologias de estimação. Tais divergências

² Ver Silverman (1998)

podem gerar um nível considerável de desconfiança, por parte dos pesquisadores ou mesmo dos governantes que, porventura, necessitem se utilizar dessa informação, seja por não se saber ao certo qual é o verdadeiro valor (ou que mais se aproxima) ou o que é mais importante, se as estimativas subestimam ou superestimam a proporção de pobres.

Uma função densidade de probabilidade capaz de modelar o comportamento de uma população é definida por todos os possíveis valores da variável que a identifica. Tais valores, em geral, pertencem em sua maioria ao corpo da densidade. Para uma densidade Normal, por exemplo, o corpo se localiza no centro da distribuição, concentrando mais de 90% dos valores. As caudas concentram os valores mais raros de serem observados. No caso da distribuição de renda do Brasil, em particular do Ceará, espera-se observar uma curva assimétrica à direita, pois, trata-se de uma das unidades com maior desigualdade de renda da federação, portanto, concentra-se, em maior parte, por valores baixos de renda.

Independente dos métodos já apresentados por outros autores, já mencionados na introdução deste trabalho, a estimação da proporção de pobres de uma determinada região é realizada utilizando-se de uma função que modele a distribuição de renda, seja por considerar que essa variável segue um tipo de comportamento específico (uso *ad hoc* de certas distribuições), seja por realizar testes para escolha ótima da distribuição por métodos estatísticos. A pergunta a ser realizada é: Será que os valores que compõem a cauda da distribuição também têm o mesmo comportamento que os demais? Observe que a renda disponível por pobres, por mais assimétrica que seja a curva, pertence à cauda inferior da distribuição de renda.

A Teoria dos Valores Extremos foi aplicada neste trabalho por prover um sólido fundamento teórico necessário para construção de uma modelagem estatística das observações extremas de renda, pois, considera-se uma metodologia mais apropriada pela sua importante característica de concentrar-se no ajuste da distribuição apenas sobre os valores extremos inferiores da variável aleatória, diminuindo, portanto, a influência dos demais valores .

Ao se estimar a proporção de elementos que contêm certa característica de uma população, constrói-se, a partir de uma amostra, um modelo que aproxime o seu real comportamento, utilizando-se de resultados

assintóticos, de modelos *ad hoc* específicos ou ainda por se utilizar de testes paramétricos e não paramétricos para escolha ótima do modelo. A partir daí, independentemente do método adotado, calcula-se a área sob a qual concentra os elementos que portam a característica de interesse. A população de que trata o presente trabalho é o rendimento familiar *per-capita* dos cearenses, mais especificamente do RFPC pelo qual se definiu pobreza. Note que a variável que representa a renda deve estar definida nos Reais não negativos, pois, admite-se que não há renda menor que zero. Os cearenses pobres detêm um rendimento mensal baixo, espera-se, portanto, que os rendimentos deles pertençam aos valores iniciais da variável que os descrevem. O uso da TVE se destaca e leva vantagem na utilização das outras metodologias, sobretudo, na capacidade de construir um modelo estatístico, de maneira teórica sólida, que aproxime o comportamento dos valores que compõem as caudas da distribuição, ou seja, dar maiores pesos aos valores que descrevem o RDPC dos cearenses pobres.

Ao se modelar mínimos ou máximos de uma variável aleatória pela TVE, na realidade, estar se usando resultados baseados no fundamento do Teorema do Limite Central, isto é, consiste na convergência da distribuição assintótica de uma série de mínimos ou máximos padronizados.

Há dois caminhos para se identificar valores extremos de uma variável aleatória: O primeiro considera máximos ou mínimos da amostra tomados em sucessivos períodos como dias ou semanas, ou em blocos, quando se tratar de dados “*undated*”. O segundo, conhecido pelo método do limite, é arbitrar um valor limite “*u*” no qual se considerará valor extremo da amostra o valor da observação que ultrapassar tal limite. Aos valores da amostra que foram coletados seguindo quaisquer dos dois caminhos, considerar-se-ão os valores extremos dessa variável.

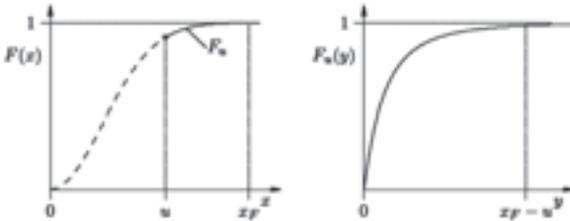
O método de máximos em blocos é indicado principalmente em casos onde há presença de sazonalidade na série. Como a variável a ser tratada corresponde aos valores de renda pelos quais ultrapassam certo limite (linha de pobreza), optou-se pela estimação da densidade através da distribuição dos excedentes, realizada pelo método do limite.

3.1 Distribuição dos Excedentes

O método do limite, conhecido na literatura por POT (*peak over threshold method*), trata-se de um método de estimação da distribuição

de uma variável aleatória que considera, na amostra, apenas os valores que ultrapassem um limite pré-determinado. Tal situação é ilustrada no gráfico 2 onde se considera uma função distribuição F (desconhecida) de uma variável aleatória X . Estamos interessados em estimar a distribuição F_u dos valores de X que ultrapassem o limite pré-determinado u .

Gráfico 2 - Função distribuição F e função distribuição condicional F_u



A função distribuição F_u é chamada de função distribuição excesso condicional e é definida por:

$$F_u(Y) = P(X - u \leq y / X > u), \quad 0 \leq y \leq x_F - u;$$

Onde X é uma v.a., u é o limite pré-estabelecido, $Y = x - u$ é o excesso e $x_F \leq \infty$ é o limite superior de F . Perceba que os valores da variável aleatória X devem pertencer, em sua maioria, ao intervalo $(0; u]$, portanto não há grandes dificuldades na estimação de F ; Porém, dependendo do valor de u , deve-se esperar que poucas observações pertençam ao intervalo complementar $[u; x_F)$, dificultando a estimação de F_u .

Pickands (1975), Balkema e de Haan (1974) mostraram que para uma grande classe de famílias de distribuição F a função distribuição excesso condicional F_u , para u grande, pode ser bem aproximada por:

$$F_u(y) \approx G_{\xi, \sigma}(y), \quad u \rightarrow \infty$$

$$\text{Onde } G_{\xi, \sigma}(y) \begin{cases} 1 - \left(1 + \frac{\xi}{\sigma} y\right)^{\frac{1}{\xi}} & \text{se } \xi \neq 0 \\ 1 - e^{-\frac{y}{\sigma}} & \text{se } \xi = 0 \end{cases}$$

Para

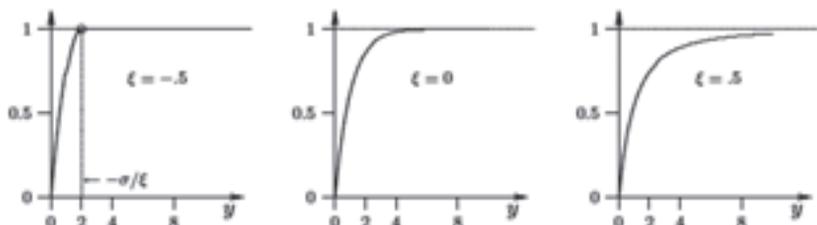
$$y \in [0, (x_F - u)] \text{ se } \xi \geq 0 \text{ e } y \in \left[0, -\frac{\sigma}{\xi}\right] \text{ se } 0 < \xi < 0. G_{\xi, \sigma}(y)$$

é então chamada de Distribuição Generalizada de Pareto (DGP). Proven- do, portanto, à TVE um poderoso resultado sobre a função distribuição excesso condicional.

Se X é definido como sendo $x = u + y$, a GPD também pode ser escrita como uma função de X , isto é,

$$G_{\xi, \sigma}(y) = 1 - \left(1 + \xi \left(\frac{x-u}{\sigma} \right) \right)^{-\frac{1}{\xi}},$$

Gráfico 3 - Forma da Distribuição Generalizada de Pareto $G_{\xi, \sigma}$ para $\sigma = 1$



O índice de cauda ξ dá uma indicação do peso da cauda; Para um ξ grande, tem-se uma cauda pesada.

4. RESULTADOS

No trabalho ora apresentado foi considerado como unidade de observação o rendimento domiciliar *per capita* (RDPC), definido como o quociente entre o rendimento domiciliar e o número de pessoas residentes, e considerando apenas os domicílios particulares permanentes com declaração de rendimento. Note que a necessidade de renda não cresce linearmente com o tamanho da família, e que idosos, adultos e crianças precisam de volumes distintos de recursos pra viver [Barros, Carvalho, Franco e Mendonça (2007)]. Como não há informações sobre a importância dos ganhos de escala, e tampouco sobre as necessidades específicas de cada faixa etária, tal como na vasta literatura sobre distribuição de renda no Brasil, optou-se por essa modalidade de renda. Apesar de sua simplicidade, acredita-se que para que um indivíduo pertença a uma ou a outra classe social, deve-se levar em conta todos os familiares e também os agregados que moram no mesmo domicílio. A razão para tal decorre do fato de o bem-estar de um indivíduo depender não apenas de seus próprios recursos, mas também (e talvez em grande medida) dos recursos da família a que ele pertence.

Ressalta-se, entretanto, que para medir a taxa e a evolução da pobreza no Ceará com base nos dados amostrais da distribuição da renda colhida pelas PNADs 2001, 2003, 2005 e 2007 (Anos adotados para medição), foi necessário se fixar um limite pelo qual se definiu pobreza (linha de pobreza). Neste trabalho, a abordagem para delinear a pobreza seguiu a mesma metodologia adotada pelo IPEA, ou seja, serão considerados pobres os componentes das famílias que detiveram rendimento médio de até R\$ 190, 00, correspondendo à metade de salário mínimo, que em 2007 correspondia em R\$ 380,00, e considerados indigentes os componentes das famílias que detiveram rendimento médio de até um quarto de salário mínimo, o qual corresponde a R\$ 95, 00. No Brasil, o salário mínimo (ou mesmo seus múltiplos) também tem sido recorrentemente usado como linha de pobreza (Pfefferman e Webb, 1983; Hoffman, 1984; Albuquerque, 1993; Paes de Barros, Henriques e Mendonça, 2000).

Sabe-se que existem várias metodologias a respeito da definição para linha de pobreza. Sabe-se, inclusive, que ao se considerar uma outra definição para pobres, por exemplo, levando em consideração outro nível de renda ou até mesmo outra metodologia que define através de outro fator que não a renda (número de calorias necessárias para sobrevivência (convertidas em valores monetários, por exemplo), poder-se-iam obter resultados divergentes dos alcançados no trabalho ora apresentado. Mas o objetivo aqui não é o de discutir qual a definição de pobreza a ser empregada, muito menos se é correto definir uma linha oficial de pobreza, mas tentar contribuir com resultados de estimativas de taxas de pobreza bem como a evolução da distribuição de renda dos cearenses pobres, através de metodologias até então não utilizadas, possibilitando, inclusive, uma contribuição na formulação de políticas adequadas de combate á pobreza, pois, acredita-se num maior vigor teórico e adequação da metodologia aqui empregada para extração dos resultados comparados aos outros trabalhos da literatura.

Os dados provêm da PNAD, que é realizada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e constitui a principal fonte de informação sobre concentração de renda no país.

O indicador econômico analisado (RDPC) foi obtido através de uma transformação a partir das variáveis:

V5030 = Código da unidade da federação (Anos de 2001, 2003, 2005 e 2007).

V4722 = Valor do rendimento mensal familiar incluindo os agregados;

V4724 = Número de componentes da família inclusive os agregados;

Portanto a variável Rendimento familiar *per-cápita* dos pobres do estado do Ceará, definida por Rendpobre, foi criada a partir dos seguintes procedimentos: Filtraram-se os valores da variável V4722 pareados aos da variável V5030 que apresentavam valor 23 (código da UF correspondente ao Ceará); Isso retornou somente valores com respeito ao estado do Ceará;

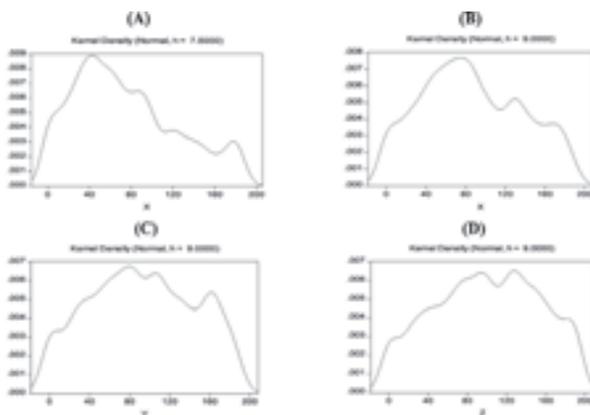
O próximo passo foi dividir os valores filtrados da V4722 pela V4724, assim teremos os valores dos rendimentos mensais médios familiares somente do estado do Ceará em cada ano de interesse;

Posteriormente foi realizado um corte nesses dados no sentido de considerar apenas os níveis de renda que pertençam à faixa de zero à metade de um salário mínimo que, em 2007, esse intervalo correspondia a R\$ 0,00 a R\$190,00.(faixa adotada pelo IPEA que determina pobreza), e de zero a um quarto de salário mínimo, isto é, de R\$ 0,00 a R\$ 95,00 (faixa que determina a indigência) de acordo com a metodologia adotada pelo IPEA.

Finalmente, pra se comparar os rendimentos nos diferentes anos adotados neste trabalho, eles serão expressos em reais de Setembro de 2007, mês de realização da PNAD, utilizando o INPC como deflator. Portanto a variável Rendpobre definida por rendimento domiciliar per-capita do estado do Ceará é dada pelo seguinte processo:

4.1 Evolução da densidade do rendimento familiar *per cápita* dos pobres referente aos anos de 2001, 2003, 2005 e 2007

Gráfico 4 - Estimativas de Suavização por Núcleo das densidades do rendimento médio familiar per capita dos pobres do Ceará nos anos de 2001, 2003, 2005 e 2007



O gráfico 4 refere-se às estimativas das densidades através de suavização por núcleo estocástico da renda domiciliar *per-capita* (considerou-se apenas os rendimentos médios mensais estejam entre zero à metade de um salário mínimo referente ao ano de 2007); O procedimento foi realizado com o uso do software *E-Views* 6.0 adotando como função peso a densidade Normal padronizada. A largura dos “*bumps*” foi de R\$ 7,50 para o ano de 2001 e R\$9,00 para os demais, determinados seguindo o procedimento descrito na seção anterior.

A respeito da estimativa da densidade para o ano de 2001, apresentada no gráfico (A), infere-se o seguinte: Aparentemente, a curva é unimodal e apresenta assimetria à direita. Sendo o corpo da distribuição composto por famílias que dispõem de R\$ 0,00 a um pouco mais de R\$ 150,00 médios mensais. Há uma discreta formação de um segundo grupo, do qual é composto pelas famílias cuja renda média mensal pertence ao intervalo de R\$ 160,00 a R\$ 190,00 aproximadamente. Ademais, há uma grande concentração de indivíduos no intervalo de renda de R\$10,00 a um pouco menos de R\$80, 00, revelando, portanto, que em 2001 a grande maioria dos cearenses pobres encontrava-se em situação de indigência.

Com relação à estimativa referente a 2003 (gráfico (B)), percebe-se, um achatamento (maior dispersão) e um considerável deslocamento à direita do cume do corpo da densidade com relação à situação encontrada no ano de 2001. Note que, em 2001, o cume se localizava em torno dos R\$ 40,00, e em 2003, esse se localiza próximo aos R\$ 80,00. Encontra-se, também na estimativa de densidade para os pobres do Ceará em 2003, uma maior densidade nos valores que compreendem o intervalo de R\$ 110,00 a R\$ 200,00, com relação ao ano de 2001. Fatos que se levam a concluir que houve um aumento na renda *per-capita* dos pobres em 2003 com relação à 2001.

O comportamento da curva da densidade no ano de 2005 (gráfico (C)) se distribuiu mais uniformemente que em 2003, pois, a assimetria à direita não se apresenta nesta situação. Isso mostra uma queda na desigualdade de renda entre os pobres, isto é, a proporção cearense em situação de indigência (com rendimento domiciliar *per-capita* inferior à R\$ 95,00) diminuiu, aumentando, portanto, a proporção dos indivíduos que ganham acima de R\$ 95,00 e abaixo de R\$ 190,00. Conclui-se que, em média, o rendimento *per-capita* dos pobres em 2005 subiu com relação aos anos

de 2001 e 2003. Barreto, *et al* (2009) mostrou que o rendimento médio da distribuição da renda domiciliar per capita no Brasil aumentou de 15,2% no segundo quinto da população brasileira mais pobre (Os que dispunham de RMPC de R\$ 128,00 em 2001 e R\$ 147,50 em 2005). Observou-se também um aumento de 26,6% no RDPC do quinto mais pobre do Brasil de 2005 em relação a 2001 e de 11,4% no terceiro quinto. Barreto, *et al* (2007) verificou, ainda, o número e a proporção de pobres (RPDC) diminuíram de 2001 a 2004. Fatos que corroboram o deslocamento para direita da densidade da renda dos pobres mesmo em se tratando da distribuição de renda dos pobres apenas no estado do Ceará.

Note que, na estimativa para o ano de 2007 (gráfico (D)), há a presença de dois cumes (bimodalidade), sendo o primeiro formado pelos indivíduos com menores rendimentos ($RDPC \leq R\$100,00$ aproximadamente). O segundo é formado por indivíduos que se encontram acima da faixa que determina a indigência ($R\$110,00 \leq RDPC \leq R\$190,00$). Ao se confrontar a estimativa de 2007 com a de 2005 percebe-se, um deslocamento à direita de toda a curva. Observa-se, inclusive, a assimetria à esquerda nesta estimativa.

A forma da densidade referente a 2007 se diferencia substancialmente com relação às dos outros anos considerados na análise. Os fatos constatados sobre esta curva reforçam, por mais forte razão, o aumento na média do rendimento mensal das famílias cearenses pobres em 2007. Barreto, *et al* (2009) foi realizada uma análise da renda média familiar *per capita* dos pobres no período de 1995 a 2007 mostrando a evolução desse indicador econômico, tendo como base de dados as PNADs referentes a cada ano pertencente ao período analisado, portanto, a mesma amostra utilizada neste trabalho. Foi mostrada uma expressiva expansão da renda dos pobres no período de 2002 a 2006. Em 2007 essa situação continuou, representando, ainda, uma ligeira melhora no âmbito nacional. Ademais, Soares, *et al* (2006) mostrou que os programas brasileiros de transferência direta de renda à população de baixa renda foram bastante importantes no aumento do rendimento familiar e na redução da desigualdade social no Brasil em 2004. Note que esses fatos corroboram com as deduções realizadas a cerca da evolução da renda dos pobres do Ceará no período analisado, tendo como ferramenta estimativa das densidades dessa unidade experimental através de suavização por núcleo estocástico.

4.2 Estimação de taxas de pobreza do Ceará

4.2.1 Método tradicional

Define-se X a variável aleatória tal que:

$$X = \begin{cases} 1, & \text{se no domicílio: Rendmédfam} \in] 0.00 ; 190.00 [\\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Considera-se “sucesso” ($x=1$) o rendimento médio familiar mensal pertencente ao intervalo acima; Logo, o “fracasso”, é qualquer outro valor de rendimento. Portanto X assim definido segue *Bernoulli* (p) e sua fdp é dada pela fórmula:

$$f(x) = p^x (1-p)^{1-x}; X \in \{0;1\} \text{ e } p \text{ é a probabilidade de sucesso.}$$

Define-se $Y = \sum_{i=1}^n X_i$, a quantidade de sucessos em uma amostra de tamanho “ n ”, ou seja, a quantidade de cearenses considerados pobres (pela metodologia aplicada pelo IPEA, isto é, as que detêm rendimento médio mensal entre R\$ 0,00 e R\$ 190,00) pertencentes à amostra. Como a amostra é extraída de forma aleatória pela PNAD, isto é, x_1, x_2, \dots, x_n é uma amostra aleatória independente, é possível mostrar que Y segue Binomial ($n; p$) com $E(Y) = np$ e $Var(Y) = np(1-p)$; Onde n é o tamanho da amostra; A fdp de Y é dada pela fórmula:

$E(Y) = np$ e $Var(Y) = np(1-p)$; Onde n é o tamanho da amostra; A fdp de Y é dada pela Fórmula:

$f(y) = C_{pn} p^y (1-p)^{n-y}; y \in \{0, 1, \dots, n\}$; Onde $C_{p,n}$ é a combinação de n elementos tomados de ‘ p a p ’ maneiras.

Define-se por $\hat{p} = \frac{Y}{n}$ a proporção amostral de pobres do Ceará. Note ainda que:

$\hat{p} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$ Corresponde à \bar{x} , a média amostral de pobres; Pelo Teorema Central do Limite, para amostras de tamanho significativo, $\hat{P} = \bar{x}$ segue aproximadamente $Normal\left(\mu = p; \sigma^2 = \frac{p(1-p)}{n}\right)$. Logo $z = \frac{\sqrt{n}(\hat{p}-p)}{\sqrt{p(1-p)}}$ segue $Normal(\mu = 0; \sigma^2 = 1)$.

**Tabela 1 - Quantidade e proporção de pobres no Ceará
(Método Tradicional)**

Anos	Casos					
	Rendmédfam ∈] 0,00;190,00 [Rendmédfam ∉] 0,00;190,00 [Todos os casos	
	N	%	N	%	N	%
2001	13.687	57,89	9.958	42,11	23.645	100,0
2003	14.732	61,25	9.319	38,75	24.051	100,0
2005	14.303	57,12	10.697	42,88	25.000	100,0
2007	13.021	51,95	12.044	49,6	25.066	100,0

Fonte: Elaboração própria com base nos dados das PNADs 2001, 2003, 2005 e 2007.

**Tabela 2 - Quantidade e taxa de indigentes no Ceará
(Método Tradicional)**

Anos	Casos					
	Rendmédfam ∈] 0,00;95,00 [Rendmédfam ∉] 0,00;95,00 [Todos os casos	
	N	%	N	%	N	%
2001	7.562	32,0	16.083	68,0	23.645	100,0
2003	8.118	33,8	15.933	66,2	24.051	100,0
2005	7.466	29,9	17.534	70,1	25.000	100,0
2007	5.918	23,6	19.148	76,4	25.066	100,0

Fonte: Elaboração própria com base nos dados das PNADs 2001, 2003, 2005 e 2007.

A tabela 1 apresenta, considerando a linha de pobreza adotada por este trabalho, as estimativas das taxas de pobres, que são de 57,89% em 2001, crescendo 3,36 pontos percentuais em 2003 (61,25%), decrescendo 4,13 pontos percentuais em 2005 (57,12%), e manteve-se decrescente até atingir a proporção de 50,4% da população em 2007. Na tabela 2 apresentou-se a estimativa de indigentes, considerando-se como tal, aquele indivíduo que tem rendimentos inferiores a um quarto de salário mínimo, que em 2007 representava R\$ 95,00.

Como visto nesta seção, trata-se de estimativas pontuais de P dadas pelos quocientes entre a quantidade de amostras que pertencem à R\$ 0,00 a R\$ 95,00 e a quantidade total de observações que em 2007, por exemplo, corresponde a $\hat{P} = \frac{5.918}{25.066} = 0,236$, ou seja, estima-se, pelo método tradicional, que havia 23,6% de indigentes no Ceará no ano de 2007.

4.2.2 Método TVE

O procedimento de estimação deste método juntamente com simulações pré-liminares, por exemplo, da forma da cauda da curva (parâmetro “forma” da GPD), limite “u” utilizado, entre outros foram realizados com o uso de funções pertencentes ao pacote EVIM do *software* MATLAB 6.5.

A metodologia utilizada neste artigo parte da idéia proposta inicialmente por Sen (1976) e Foster et al (1984), também implementada por de Sala-i-Martin (2002a, 2002b), que calcula o número de pobres e a taxa de pobreza a partir da integral da função densidade de probabilidade gerada pela distribuição de renda das unidades observadas. Isto é feito para se obter a área sob a função densidade à esquerda da renda que define a linha de pobreza, ou seja, o valor da função densidade acumulada até o nível de renda que define tal linha.

$$R_{\alpha}(y_j; p) = \int_0^p [(p - y_j)/p]^{\alpha} f(y_j) dy_j \quad (9)$$

Onde; p é a linha de pobreza, y_j é a renda até p , $f(y_j)$ é a função densidade de probabilidade da renda, e α é o parâmetro que expressa aversão à pobreza. Para o calculo da estimativa da proporção de pobres atribuir-se-á $\alpha = 0$ tal como realizado por Sala-i-Martin (2002) e Quah (2003).

Da expressão acima se pode derivar diversas medidas de pobreza, sendo as mais utilizadas: O índice de proporção de pobres (p^0), o hiato médio de pobreza (p^1) e o hiato quadrático de pobreza (p^2), para os valores de alfa = 0, 1 e 2, respectivamente. No primeiro caso, alfa igual à zero, tem-se a medida de incidência da pobreza que é simplesmente o percentual de pobres numa determinada economia. Quando se faz alfa igual a um, tem-se a medida de insuficiência média de renda. Quanto maior esta medida, menor é a renda média dos pobres em relação à linha de pobreza. Para alfa igual a dois, tem-se a medida de desigualdade entre os indivíduos que vivem na condição de pobreza.

O hiato médio ou p^1 constitui um indicador mais interessante que o p^0 por diferenciar o muito pobre do pouco pobre. A vantagem do p^0 é obviamente a sua simplicidade. Por outro lado, p^1 nos dá diretamente o custo de um programa mais eficiente de combate à pobreza que pode ser implementado. A medida de pobreza p^1 confere maior peso aos mais pobres, mas o

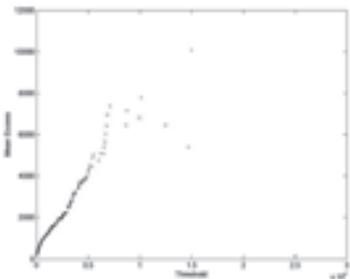
impacto de uma dada transferência de renda sobre o índice independe do nível de renda daqueles que recebem a transferência. A medida p^2 resolve este problema atribuindo maior peso aos mais pobres, pois, trata-se de uma de desvios ao quadrado em torno da linha de pobreza. Resumindo, à medida que subimos de a p^2 , aumentam-se os pesos dos indivíduos mais pobres.

4.2.2.1 Resultados via TVE e comparação Amostral versus Populacional

Define-se a função excesso média amostral (MEF), por:
$$e_n(u) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - u)}{\sum_{i=1}^n I_{\{x_i > u\}}(x)}$$

Onde u é o valor limite definido no método *peak over threshold* (POT). A MEF corresponde ao quociente entre a soma dos desvios tomados em relação a u , e o total de observações extremas da amostra. A estatística $e_n(u)$ retorna a estimativa da função excesso média para a parcela da população pertencente à uma de suas caudas. Se a MEF empírica é uma linha reta positivamente inclinada, isso é uma indicação que os dados seguem uma GPD com uma forma positiva do parâmetro *shape*.

Gráfico 5 - MEF da PNAD 2007

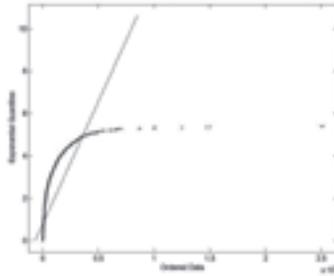


O gráfico 5 ilustra a MEF da PNAD 2007. Note que há, claramente, uma forte tendência positiva na estimativa da curva.

Em estatística, um QQ-plot (quantil-quantil plot) é uma conveniente ferramenta visual para analisar se uma amostra provém de uma distribuição teórica específica. Especificamente, os quantis de uma distribuição empírica são plotados contra os quantis de uma distribuição hipotética. Se a amostra provém da distribuição hipotética, o QQ-plot

é linear. Na teoria dos valores extremos e aplicações, o QQ-plot é normalmente plotado contra a distribuição exponencial (isto é, uma distribuição com uma cauda de tamanho médio) para medir o peso da cauda da distribuição dos dados da amostra. Se os dados são de uma distribuição exponencial, os pontos no gráfico se encontram ao longo de uma reta linha. Se existe uma presença de concavidade, isto pode indicar uma distribuição com cauda pesada, ou seja, o parâmetro shape $\xi > 0$. Por outro lado, a presença de convexidade é uma indicação de cauda leve na distribuição.

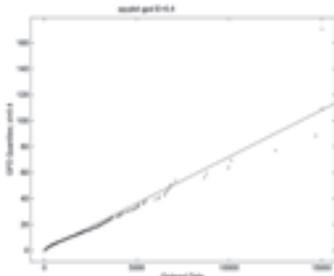
Gráfico 6 - QQ-plot da PNAD 2007



O gráfico 6 apresenta o QQ-plot da Pnad 2007 contra uma distribuição exponencial. Repare que a presença de concavidade no QQ-plot é uma indicação de que essa distribuição possui cauda pesada.

Deve-se, portanto, conduzir algumas tentativas no intuito de se encontrar uma estimativa para o parâmetro shape que torne o QQ-plot linear.

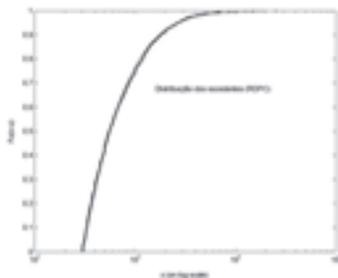
Gráfico 7 - QQ-plot ajustado da PNAD 2007



O gráfico 7 mostra o QQ-plot da curva GPD ajustada contra uma

GPD teórica de parâmetro shape igual a 0.4. Cabe notar que com essa configuração o gráfico QQ-plot torna-se linear.

Gráfico 8 - Distribuição dos Excedentes da Pnad 2007



O gráfico 8 delinea a curva estimada da Distribuição dos Excedentes contra a curva teórica. Note que há um ajustamento bastante satisfatório, tendo em vista as duas curvas quase que coincidem. Os parâmetros relativos à curva ajustada para Pnad 2007 são: $(\xi=0.3720; \sigma=195.95)$ e. Logo a GPD ajustada é:

$$G_{\xi, \sigma}(y) = 1 - \left(1 + \frac{0.3720}{195.95} y \right)^{-\frac{1}{0.3720}}$$

Há realmente um sério problema com relação às diferentes estimativas sobre a proporção de pobres, dada a elevada variabilidade dos valores existentes. Em vista disto, procurou-se tomar como referencial o censo-2000, extrair daí uma taxa, e compara-la com aquelas advindas dos dados amostrais do IPEADATA e estimada através do ajustamento da GPD via TVE, ambas baseadas nos dados da PNAD-2001. Dos resultados advindos desses dois procedimentos amostrais, torna irrefutável em favor daquele que mais se aproxime dos valores censitários.

Tabela 03 - Comparação da proporção de pobres (p^0)

Estado	Censo (a)	IPEA (b)	Varição [(b/a) - 1] x 100	Estimada (c)	Varição [(c/a) - 1] x 100
Ceará	38,86	49,32	+ 26,92	40,12	3,24

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo e PNAD.

De acordo com a tabela 3, pode-se observar que a taxa de pobreza calculada através do procedimento aqui adotado é a que mais se aproxima

ma, em termos relativos, daquela obtida com dados censitários. Há forte indicação pelo resultado que as taxas de pobreza obtidas através da TVE possam embutir erros de estimação menores do que as obtidas através de outros métodos. Em vista dessa sustentação metodológica, a tabela 4 ex-põe estimativas das taxas de pobreza para os anos considerados na análise.

Tabela 04 - Valores de p^0 , p^1 e p^2 para a população cearense nos anos analisados

Anos	p^0	p^1	p^2
2001	0,5933	0,3634	0,2686
2003	0,5939	0,3639	0,2690
2005	0,6150	0,3786	0,2805
2007	0,5631	0,3341	0,2428

Fonte: Elaboração própria com base nas PNADs 2001, 2003, 2005 e 2007.

Com base numa metodologia portadora de sólido fundamento teórico necessário para construção de uma modelagem estatística das observações extremas da renda dos cearenses, salienta-se, portanto, a grande relevância dos resultados deste trabalho, pois, as estimativas de pobreza aqui reveladas, mostram-se bastante discrepantes das divulgadas em outras análises. Barreto, *et al* (2007) apresentou, dentre outros resultados, as estimativas de taxas de pobres e indigentes no estado do Ceará no período de 2002 a 2005. Em 2005, por exemplo, estimou-se que 56,38% dos cearenses eram pobres. Com o uso da TVE essa estimativa, usando a mesma base de dados, é de 61,5%, isto é, são 5.12 pontos percentuais a menos na estimativa usando o método tradicional.

Barreto, *et al* (2009) apresentou, dentre muitos outros resultados, a proporção de pobres no estado do Ceará em 2007. A amostra tratou-se da PNAD 2007 utilizando-se da mesma metodologia da seção 4.2.1 empregada neste trabalho, portanto, resultando em estimativas equivalentes às do trabalho ora apresentado. São 51,95% da população cearense pobres em 2007. A estimativa da proporção de pobres resultante do método TVE é 4.35 pontos percentuais mais alta do que pelo método tradicional. Isso mostra a subestimação dessa e de outras taxas que se utilizam do método tradicional, quando não se leva em consideração a real natureza populacional e, o que é mais importante, quando essa taxa envolve valores extremos da unidade experimental.

5. CONCLUSÕES

Existe uma extensa literatura a respeito de investigação sobre densidade da distribuição de renda nos estados brasileiros usando critérios de β -convergência e σ -convergência. Este trabalho traz uma contribuição no que diz respeito ao critério utilizado para se estimar a densidade e focando o estado do Ceará, que na opinião de muitos autores se trata de um dos estados brasileiros mais pobres e com maior desigualdade social.

Pretendeu-se, no trabalho ora apresentado, evidenciar características e, principalmente, inferir sobre a população dos considerados pobre no Ceará durante os anos de 2001 a 2007 usando uma técnica de inferência Estatística não paramétrica de suavização por Núcleo Estocástico. Apesar de muitos trabalhos que tratam de estimação de densidade de qualquer que seja a variável aleatória usarem como ferramenta o Histograma, este trabalho mostrou, na seção 3.1, que esse estimador não é eficiente. O uso da Suavização por Núcleo Estocástico para estimar a densidade do rendimento médio mensal dos pobres do Ceará, além de ser comprovadamente mais eficiente, possibilitou vislumbrar a evolução do comportamento dessa variável e, portanto, inferir em alguns aspectos: Há um constante movimento na curva da densidade de renda dos pobres do Ceará, ano a ano. Vislumbraram-se formações de grupos de famílias pobres em seus respectivos rendimentos, isto é, a partir desse trabalho será possível programar políticas governamentais apropriadas a cada grupo de famílias pobres. Ademais, concluiu-se que, em média, as famílias pobres estão dispondo de mais recursos a cada ano.

Com respeito à estimação da proporção de pobres no Ceará, notou-se uma disparidade grande em relação às estimativas encontradas na literatura e através das duas técnicas utilizadas neste trabalho. A estimativa da proporção de pobres apresentada se utilizando do método tradicional (seção 4.3.1) é inferior á apresentada pela aplicação da teoria do valor extremo. Trata-se de uma diferença de 4,35 pontos percentuais em 2007, por exemplo, que em se tratando de uma população superior aos sete milhões de habitantes, isso se torna bastante significativo. Portanto mostrou-se uma subestimação na proporção de pobres do Ceará. Deve-se lembrar que a estimação via TVE dá um peso bastante maior às observações extremas (observações da cauda inferior da distribuição), portanto, tal estimativa deve representar melhor a verdadeira proporção de habitantes pobres no estado do Ceará.

Considera-se que a principal contribuição desse trabalho foi à aplicação da TVE na estimação da proporção de pobres e indigentes, até então

desconhecida existir na literatura. Vale salientar que, independente da linha de pobreza que se atribua, essa é facilmente aplicada à TVE, bastando, para tanto, redefinir os limites de integração.

BIBLIOGRAFIA

ARRAES, R. A. *Convergência e Crescimento Econômico do Nordeste*, Revista Econômica do Nordeste, Banco do Nordeste. V. 28, n. Especial, p. 31 – 40, 1997.

_____. *Há Superestimações das Taxas de Pobreza nas Regiões do Brasil?* Revista Econômica do Nordeste, Banco do Nordeste. V. 39, n. Especial, p. 31 – 40, 2008.

BARRETO, Flávio Ataliba; MANSO, Carlos Alberto; SIQUEIRA, Marcelo Lettieri; TEOPHILO, Beatriz; PARANGUÁ, Marcelo. *Uma breve análise da evolução dos indicadores de pobreza e desigualdade no Ceará: Período 2002 a 2005*. Laboratório de Estudos da Pobreza CAEN-UFC, 2007.

BARRETO, Flávio Ataliba; MANSO, Carlos Alberto; MATOS, Paulo Faustino; COSTA, Pedro Andrade da. *O Estado do Ceará de Tasso Jereissati a Cid Gomes: Período 2002 a 2005*. Laboratório de Estudos da Pobreza CAEN-UFC, Relatório de Pesquisa nº 3, 2009.

BARROS, R.P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. *A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil*. In: HENRIQUES, R.(org.). *Desigualdade e Pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. *A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2007. (Texto para Discussão, 1258).

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. 2007. (Texto para Discussão, 1304).

BARROS R.P. de, MENDONÇA, R.S.P. de, ROCHA, S. *Welfare, inequality poverty, social indicators and social programs in Brazil in the 1980s. mimeo*, 1993.

BARROS, R.P; CARVALHO, Mirela de.; FRANCO, Samuel. E MENDONÇA, Rosane. Uam análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. Revista Econômica, Junho de 2006.

BLACKWELL, D. *Estatística básica*. São Paulo: Editora McGraw-Hill do Brasil Ltda., 1973.

- CASTILLO, E. and HADI, A. (1997). *Fitting the Generalized Pareto Distribution to Data*. Journal of the American Statistical Association, 92(440): 1609-1620.
- COLES, S. *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer. 2001.
- FERNANDES, R.; MENEZES-FILHO, N. *A Evolução da Desigualdade no Brasil Metropolitano entre 1983 e 1997*. Estudos Econômicos, São Paulo, v.30, n.4, p.549-569, out-dez., 2000
- 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.
- GILLI, Manfred; KELLEZI, Evis. *An Application of Extreme Value Theory for Measuring Financial Risk*. Computational Economics 27(1), 2006, 1-23.
- GRIMSHAW, S. (1993). *Computing the Maximum Likelihood Estimates for the Generalized Pareto Distribution to Data*. Technometrics, 35(2): 185-191.
- HOFFMANN, Rodolfo. *Considerações sobre a evolução recente da distribuição da renda no Brasil*. Revista de Administração de Empresas, 13 (4): 7-17, out/dez de 1973.
- HOFFMANN, Rodolfo. *Elasticidade e pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação*. Revista Econômica, Julho de 2005.
- HOFFMANN, Rodolfo. *Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil*.
Revista Econômica, Junho de 2006.
- 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.
- HOGG, ROBERT V. e CRAIG, ALLEN T. CRAIG. *Introduction to Mathematical Statistics*. 5 ed. Prattice Hall, Upper Saddle River, New Jersey, 1995.
- SILVERMAN, B. W. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. 1 ed., New York, Washington D.C: Chapman & Hall / CRC, 1998.
- SOARES, Sergei; MEDEIROS, Marcelo; OSÓRIO, Rafael G. *Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade*. [td] Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA - Dominio Publico, 2006.

AJUSTE FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA DO ESTADO DO CEARÁ

Fabrício Gomes Santos*

Ronaldo A. Arraes**

RESUMO

A contribuição do trabalho versa sobre os impactos do Programa de Ajuste Fiscal (PAF) na dinâmica da gestão das finanças do Estado do Ceará, demonstrando de que forma a busca por uma dívida pública sustentável resulta em um estado estacionário de estabilidade fiscal. Inicialmente conduz-se uma análise geral dos principais conceitos de finanças públicas, tendo como base os conceitos estabelecidos pela Secretaria do Tesouro Nacional, para definir um arcabouço teórico para introdução da realidade fiscal do estado. É feito um histórico do ajuste fiscal e da crise da dívida dos entes estaduais, visando contextualizar o problema. Ao investigar se a relação Resultado Primário versus Receita Líquida Real segue uma tendência estacionária ou não, o estudo define limites para déficits primários que não afetariam a sustentabilidade da dívida. Por meio de um modelo econométrico que busca definir se existe tendência nas variáveis analisadas, no período 2002.1 a 2008.12, testando se existe raiz unitária na série, encontra-se o limiar que define a sustentabilidade da dívida pública no longo prazo. A partir daí se estabelece a existência de dois regimes, onde no primeiro regime existe sustentabilidade da dívida no longo prazo, enquanto que no regime dois, a partir de determinado déficit primário, passa a existir a preocupação do governo com esta sustentabilidade. Por fim, são demonstrados os resultados da gestão fiscal em 2008, mostrando na prática a evolução dos principais indicadores econômicos.

Palavras-Chave: Gestão Fiscal, Dívida Pública, Quebra Estrutural.

.....
* Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará (SEFAZ).

** Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste (CAEN/UFC).

ABSTRACT

The contribution of the work is about the impacts of the Program of Fiscal Adjustment (PAF) in the dynamic management of finances of the State of Ceará, demonstrating how the search for a sustainable debt results in a steady state of fiscal stability. Initially it is conducted an overview analysis of the key concepts of public finances, based on the concepts established by the National Treasury Secretariat, to establish a theoretical introduction to the state's fiscal reality. It made a history of fiscal adjustment and the debt crisis of the state entities, to contextualize the problem. To investigate whether the primary outcome versus Real Net follows a trend stationary or not, the study establishes limits on primary deficits that do not affect debt sustainability. Through an econometric model that aims at defining whether there is trend variables in the period 2002.1 to 2008.12, testing whether there is unit root in the series, is the threshold that defines the sustainability of public debt in the long term. Since then it establishes the existence of two regimes, where the first scheme is debt sustainability in the long term, while in regime two, from a primary deficit, there is the government's concern with the sustainability. Finally, it is made a short analysis from the results of fiscal management performance in 2008, showing in practice the development of key economic indicators.

Keywords: Fiscal Management, Public Debt, Structural Breaks.

1. INTRODUÇÃO

A economia brasileira muitas vezes esteve inserida em um contexto de desequilíbrio fiscal. Utilizando-se de diversas formas de financiamento, o governo demonstrou descontrole no que diz respeito aos seus gastos, propiciando séries históricas de déficits públicos, acarretando em inevitáveis crises de endividamento.

Com a evolução da teoria sobre finanças públicas, de terem sido exauridas as fontes de financiamento, do agravamento da vulnerabilidade externa da economia o governo se viu obrigado a ajustar suas contas, visando à busca pelo equilíbrio das variáveis macroeconômicas. Devido à relevância que o Estado passou a ter na economia, não é mais viável, economicamente, um Estado que não trate com rigor a sua gestão fiscal.

Com isso, o Brasil inicia um processo de ajuste fiscal que contempla todos os entes federados. O estado do Ceará, em 1997, tal como 25 dos 27 estados da federação, assume com a União o compromisso de estabelecer metas de ajuste fiscal, com o intuito de sanar seus desequilíbrios financeiros e com isso manter a sustentabilidade de sua dívida assumida pela União.

O Programa de Ajuste Fiscal (PAF) se inseriu num contexto de implementação de um novo plano econômico, o Plano Real. Sendo de fundamental importância para o ajuste fiscal da União, propiciou ao governo federal mais um mecanismo de controle do endividamento estadual. O programa, que tem seis metas a serem cumpridas pelos estados, tem o intuito de manter a sustentabilidade das dívidas estaduais, através de exigências quanto ao superávit primário, limites de gastos com pessoal, investimentos e metas de arrecadação.

Desta forma, o estudo visa mostrar os impactos do programa nos principais indicadores de gestão do estado do Ceará, em uma série mensal compreendida no período 2002 – 2008. Utilizando-se de instrumentos estatísticos e econométricos, testam-se as relações entre as variáveis e sua significância para a estabilidade temporal com o fito de diagnosticar os resultados obtidos nessa trajetória e possíveis ajustes na gestão fiscal.

Existe na literatura uma grande preocupação com séries econômicas que apresentam tendências, que apesar de apresentarem valores estatísticos significativos, podem embutir resultados dúbios ou inócuos devido à falta de rigor na inspeção de estabilidade das séries em análises que visam o longo prazo. Por outro lado, há na literatura muitos estudos importantes recentes, sobre os quais o presente se baseia, que se centram na resposta do governo à acumulação da dívida, tais como os de Luporini (2000 e 2001), Issler e Lima (2000) e Lima e Simonassi (2005), os quais avaliam o desempenho fiscal brasileiro sobre dois pontos: se a dívida fiscal é sustentável e se existem políticas fiscais que primem pela austeridade fiscal, principalmente nos momentos em que a relação dívida/PIB atinge níveis inaceitáveis.

O artigo se divide em quatro seções além desta introdução. A segunda seção aborda a literatura pertinente ao tema central do artigo, seguido pela estrutura metodológica, onde se especifica o modelo econométrico

que se servirá de base para testar as hipóteses levantadas. A quarta seção é dedicada à análise dos resultados, os quais fornecerão os elementos para os comentários finais e conclusões.

2. LITERATURA

A solvência fiscal tem como principal determinante, a dinâmica da dívida pública. Apesar de não ser possível determinar o nível de endividamento ótimo de um estado, pode-se definir claramente a composição e determinantes desta dinâmica. Dado um estoque inicial, será exposto que a sustentabilidade da dívida pública é função, principalmente, do superávit primário.

Basicamente, três questões definem o estudo da sustentabilidade da dívida pública, que seriam, *ceteris paribus*, dados um estoque e a composição inicial, qual é o superávit primário mínimo para assegurar a sustentabilidade; o superávit primário requerido é compatível com as condições objetivas para gestão da política fiscal, notadamente no que diz respeito à estrutura das receitas e despesas públicas e ao arcabouço institucional para definição e execução da política fiscal; e o estoque inicial da dívida reflete adequadamente as obrigações efetivas do setor público ou existem passivos contingentes e dívidas não registradas que poderão alterar a trajetória de endividamento associada ao estoque de dívida conhecido.

No que diz respeito ao superávit necessário para manter estável o endividamento público, temos na doutrina sobre finanças públicas (GIAMBIAGI; ALÉM, 2001), a seguinte fórmula:

$$p = \frac{d(i-g)}{(1+g)} - s \quad (1)$$

Assumindo, *ceteris paribus*, que a taxa de juros real da dívida financeira do estado seria a acordada no PAF, teria-se uma taxa de juros (i) = 6% a.a., o crescimento real do PIB de 2008 do Ceará (g) de 6,5% e a relação dívida financeira/PIB (d) = 7,75%. Desconsiderando (s), que seria o poder de senhoriação do ente público, tendo em vista que os estados não têm competência para emitir moeda, encontraria-se o resultado primário necessário para manter a sustentabilidade da dívida (p), o qual resulta em:

$$p = \frac{0,0775 \times (0,06 - 0,065)}{(1 + 0,065)} = -0,0004$$

Percebe-se que o estado do Ceará poderia ter um déficit primário no valor de 0,04% do PIB, o que corresponde a aproximadamente R\$ 20,72 milhões, que manteria sustentável sua dívida financeira.

Isso acontece porque o estado gerou recursos suficientes para honrar seus compromissos financeiros nos anos anteriores. Acontece que o Estado se encontra numa situação delicada, pois precisa gastar os recursos sem comprometer as metas de superávit primário estabelecidas pela STN.

A Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará está negociando, com a Secretaria do Tesouro Nacional, mecanismos que permitam que o Estado possa gastar seus recursos sem que isto interfira no seu resultado primário. Há, por parte da União, certa relutância em reduzir as metas ou permitir que o estado possa ter déficit primário nos próximos anos, pois isto comprometeria o Resultado da União.

As variáveis que envolvem serviço da dívida (SD) e resultado primário (RP) estão intrinsecamente ligadas. Considerando o período abordado neste trabalho, 2002.1-2008.12, pode-se extrair a correlação para comprovar o grau de associação entre essas variáveis, a qual pode ser obtida através da estimação da seguinte equação econométrica: $SD_t = \beta_0 + \beta_1 RP_t + \varepsilon_t$. As estimativas¹ resultaram $\hat{\beta}_1$ em significante a menos de 1% e, conforme o esperado, negativo, indicando que quando há uma redução no resultado primário aumenta-se o serviço da dívida. A correlação mostrou-se estatisticamente significativa, com magnitude de - 0,49.

Para análises sobre a sustentabilidade da política fiscal o referencial teórico normalmente utilizado é o que diz respeito à restrição orçamentária do governo, conforme equação (4). Essa restrição é simplesmente uma condição de equilíbrio para os gastos do governo com bens e serviços e pagamentos de juros financiados com a arrecadação de impostos ou através de emissão de dívida.

$$B_t = (1+r_t)B_{t-1} + (G_t - R_t) \quad (2)$$

Na literatura da política fiscal é testado se o déficit orçamentário segue um processo estocástico estacionário (HAMILTON e FLAVIN, 1986). A estimação da equação (4) a seguir constata que a sustentabilidade da dívida está relacionada à existência de cointegração entre as variáveis gastos, receita e dívida (BOHN, 1998).

$$B_t = G_t - T_t + (1+r)B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

¹ Ver apêndice B.

onde, no instante “ t ”, B_t é a dívida pública, G_t representa os gastos com bens e serviços, T_t é a arrecadação tributária e r_t a taxa de juros.

Em uma nova abordagem com um novo teste de sustentabilidade, que independe da taxa de juros, a restrição orçamentária do governo para ser satisfeita é suficiente que o superávit primário aumente quando a razão dívida/PIB se eleva. Ou seja, se o superávit primário reage positivamente a aumentos na razão dívida/PIB a restrição orçamentária intertemporal do governo é atendida, implicando em dívida sustentável (BOHN, 1998).

Neste contexto surge o conceito de sustentabilidade da dívida, que implica na impossibilidade de se usar um esquema Ponzi,² onde o governo obtém empréstimos, como uma opção de financiamento das contas públicas. A classificação da dívida em sustentável ou não, dependerá do atendimento à Restrição Orçamentária Intertemporal do governo, de forma que esta dívida será considerada sustentável se o estoque da dívida em uma determinada data for compensado pelo valor esperado descontado dos superávits futuros em valor presente.

3. MODELO ECONOMÉTRICO

A modelagem que será utilizada segue a proposta de Lima e Simonassi (2005) que utilizaram o seguinte modelo autoregressivo com valor limite (Threshold Autoregressive Model) introduzido por Caner e Hansen (2001):

$$\Delta y_t = \theta_1' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \theta_2' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \varepsilon_t \quad (4)$$

com $t = 1, \dots, T$ e onde $x_{t-1} = (y_{t-1}, r_t', \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})'$, $I(\cdot)$ é uma função indicador com $I_{(x)} = 1$ se $x \in A$ e $I_{(x)} = 0$ se $x \notin A$, ε_t é um erro independente e identicamente distribuído (i.i.d), $Z_t = y_t - y_{t-m}$ para $m \geq 1$, r_t é um vetor de componentes determinísticos incluindo a constante e possivelmente uma tendência linear e λ é o parâmetro que representa o valor limite (*threshold*). Tal parâmetro é desconhecido, mas assume valores no intervalo $\Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$, onde λ_1 e λ_2 são escolhidos de forma que $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1, \pi_1 > 0$ e $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2, \pi_2 < 1$. Assume-se que π_1 e π_2 são simétricos, ou

² Situação que ocorre quando, indefinidamente, o governo recorre a empréstimos sucessivos para o pagamento de dívidas.

seja, $\pi_1 = 1 - \pi_2$, impondo, portanto, a restrição que nenhum regime terá menos que $\pi_1\%$ das observações. Caner e Hansen (2001) sugerem que $\pi_1 = 0,15$, o que implica que nenhum dos regimes terá menos que 15% das observações.³

O modelo funciona como um teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) modificado para captar quebras estruturais. É como realizar, simultaneamente, um teste de quebra e um (ou três) testes de raiz unitária.⁴

Para testar se a dinâmica é linear, conforme detalhado no apêndice, basta testar a igualdade de todos os coeficientes nos dois regimes, o que é feito através de um teste de WALD incluído no programa já escrito em GAUSS.

Para investigar a hipótese de raiz unitária em modelos não-lineares, temos 3 casos possíveis: i) raiz unitária na série completa e, em caso de não-linearidade, ii) raiz unitária no regime 1 ou, iii) raiz unitária no regime 2. Três estatísticas são analisadas para os três respectivos testes: R_{1T} , t_1 e t_2 cujos valores críticos encontram-se tabulados em Caner e Hansen (2001).

A base de dados utilizada foi extraída dos Balanços Gerais do Estado do Ceará do período de 2002 – 2008. Apesar do estudo conter conceitos utilizados na Lei de Responsabilidade Fiscal, em sua essência este é baseado nos conceitos do Programa de Ajuste Fiscal, ou melhor dizendo, nos conceitos estabelecidos pela STN.

4. RESULTADOS

As tabelas 1 e 2 resumizam os resultados para os testes de linearidade e igualdade dos coeficientes, bem como explicitam os resultados das estimações para os modelos com o déficit primário e nominal nos dois regimes,⁵ o limiar para os regimes, λ , o número de observações, o número de defasagens ótimo (m) referente a variável $Z_t = y_t - y_{t-m}$, o número ótimo de defasagens, k , na regressão ADF⁶ (equação 4), e os valores críticos para os testes de linearidade. Todo o processo de estimação e computação

³ Note que a amostra utilizada no presente artigo possui 53 observações, significando que nenhum regime terá menos que 13 observações.

⁴ O método em detalhes foi extraído do artigo de Lima e Simonassi (2005) e descrito no apêndice.

⁵ Ambos como proporção da receita líquida em termos reais. Regime 1 consiste em $Z_{t-1} < \hat{\lambda}$, enquanto o regime 2 consiste em $Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$.

⁶ Conforme descrito em Lima e Simonassi (2005), é calculado de acordo com o critério GS (do geral para o específico – “general to specific”).

de testes de hipóteses foi implementado usando um programa escrito em GAUSS.

Tabela 1 - Resultados e Teste de Linearidade para a Série de Déficit Primário

	Estimativas $\hat{m} = 1, \hat{\lambda} = 0,202$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap P-value
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,044*	0,050	-0,166*	0,162	1,540	0,570
y_{t-1}	0,892	0,295	-1,110	0,405	0,194	0,860
Δy_{t-1}	0,191*	0,216	-0,292*	0,512	0,756	0,630
Δy_{t-2}	0,001*	0,157	-0,163*	0,164	0,506	0,750
Observações						
Teste Conjunto de Linearidade (Wald para Valor Limite)					23,8	0,010
Nº. de Observações:						81

Fonte: Cálculos próprios.

Nota: (*) Não significante a 5%. (**) Valor Crítico a 5% = 17,5.

Observando os resultados da tabela 1, destaca-se a rejeição da hipótese nula de linearidade – teste de WALD com valor crítica de 23,8 e p-valor de 0,01 - para a dinâmica descrita pela razão déficit primário/receita líquida. Vale ressaltar que, na coluna à direita, os valores obtidos por bootstrap – que é um método estatístico de reamostragem com o objetivo de elevar o tamanho da amostra - indicam a não rejeição da hipótese nula de igualdade dos coeficientes nos dois regimes.

Para verificar a robustez dos resultados, foi estimado outro modelo para o déficit nominal cujos resultados seguem na tabela 2. Constata-se a não rejeição da hipótese nula de linearidade na dinâmica do déficit nominal como também não se rejeita a hipótese de igualdade dos coeficientes nos dois regimes – note na coluna mais à direita dessa tabela que todos os p-valores por bootstrap são superiores a 0,10. Como o propósito do estudo é testar a estacionaridade da razão déficit/receita líquida real, analisaremos as possibilidades de acordo com a presença ou não de uma dinâmica não-linear para o déficit primário e para o déficit nominal.

Tabela 2 - Resultados e Teste de Linearidade para a Série de Déficit Nominal

	Estimativas $\hat{m} = 1, \hat{\lambda} = 0,219$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap P-value
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,183	0,052	0,036*	0,142	0,933	0,770
y_{t-1}	0,787	0,322	-1,050	0,417	0,245	0,800
Δy_{t-1}	0,109*	0,237	-0,333*	0,508	0,623	0,650
Δy_{t-2}	0,005*	0,188	-0,202*	0,152	0,730	0,540
Observações						
Teste Conjunto de Linearidade (Wald para Valor Limite)					14,0	0,200
Nº. de Observações:					81	

Fonte: Cálculos próprios.

Nota: (*) Não significativa a 5%. (**) Valor Crítico a 5% = 19,5.

Os resultados das duas tabelas permitem inferir acerca das diferentes dinâmicas para cada déficit e, embora seja secundário para o propósito deste estudo, tal resultado estimula a investigação sobre a sustentabilidade da política fiscal no Ceará com a possibilidade de mudança de regime na série de déficit primário.

As tabelas 1 e 2 indicam um número ótimo de defasagens (m) igual a 1 e um valor limite (ou ponto de quebra), $\hat{\lambda}$, de 0,202 para o déficit primário e 0,219 para o déficit nominal. Conseqüentemente, na equação 1 obtém-se $Z_t = y_t - y_{t-1}$ e verifica-se que variações inferiores à 20,2% na razão déficit primário/receita líquida real caracterizam as observações incluídas no regime 1, conquanto variações superiores a este percentual definem as observações do regime 2. A não-rejeição da hipótese de linearidade para o déficit nominal implica que será analisada apenas a estacionaridade da série completa.

O segundo interesse então é investigar a presença de raiz unitária na série de déficit primário. Calculam-se as estatísticas R_{1t}, t_1 e t_2 para $m=1$ onde são reportados tanto os p-valores assintóticos como também os p-valores calculados pelo método *bootstrap*, o qual, como dito anteriormente, é uma técnica utilizada para ampliar a amostra. Neste sentido, para pequenas amostras, como aqui empregada – 81 observações no período 2002.1-2008.12 – p-valores calculados pelo método *bootstrap* são particularmente importantes para garantir a robustez dos resultados que são apresentados na tabela 3 a seguir.

Tabela 3 - Testes de Raiz Unitária para os dois Regimes na Série de Déficit Primário

Testes	Estatística	p-valor	
		Assintótico	Bootstrap
R_{IT}	16,7	0,011	0,020
t_1	3,02	0,090	0,030
t_2	2,75	0,156	0,090

Fonte: Cálculos próprios.

O resultado para estatística R_{IT} é significativa a 5% e indica a estacionariedade da série de déficit primário entre 2002 e 2008. Por outro lado, os resultados das estatísticas t_1 e t_2 indicam que a 5% podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária no regime 1, mas somos incapazes de rejeitá-la no regime 2. Em outras palavras, os resultados na tabela 4 nos dizem que a hipótese nula da existência de raiz unitária não é sustentada para a série como um todo e nem para o regime 1, conquanto para o regime 2 tal hipótese não pode ser rejeitada. Tal resultado implica que enquanto a variação da razão déficit primário/receita líquida real for inferior a 20,2%, valor limite para o regime 1, esta variável segue um processo estacionário, indicando que a dívida pública cearense seria sustentável no longo prazo. Não obstante, para variações superiores a 20,2% o processo descrito pelo déficit primário é não-estacionário e, conseqüentemente, a dívida pública passa a ser objeto de preocupação do governo.

Cabe destacar a diferença entre os resultados aqui obtidos com aqueles derivados anteriormente através da metodologia adotada por Giambiagi e Além (2001). Nesta, o resultado primário necessário seria um déficit de 0,04% do PIB (equação 2), que corresponde a aproximadamente R\$ 20,72 milhões, enquanto que na metodologia aqui empregada encontra-se um limite para o déficit de 20,2% da Receita Líquida Real (RLR), onde valores abaixo deste limiar permitiriam uma sustentabilidade da dívida. Considerando a RLR de 2008 de R\$ 6,92 bilhões, teria-se um déficit primário da ordem de R\$ 1,4 bilhões. Isso ocorre porque no presente trabalho é utilizado um modelo empírico mais complexo, permitindo resultados mais robustos e eficazes, já que analisa uma série temporal, enquanto a fórmula de Giambiagi e Além (2001) adaptada, além de simples, é apenas

para o ano de 2008. O modelo auto-regressivo com valor limite é utilizado para análises econométricas avançadas, permitindo que sejam obtidos resultados com um grau de confiabilidade muito mais alto. Além de analisar quebras estruturais, por ter componentes auto-regressivos, considera os resultados acumulados nos períodos anteriores, resultando num limiar superior à metodologia de Giambiagi e Além, que considera apenas se o resultado do ano é suficiente para pagar os juros da dívida pública, por isso a magnitude da divergência, comparando um com o outro. No modelo utilizado no estudo os superávits elevados anteriores são considerados para o período atual, aumentando o caixa do governo, sendo assim permite um déficit público de até 20,2% da RCL.

No estudo de Lima e Simonassi (2005), que foi utilizado de base para o modelo do estudo, temos resultados a nível nacional, onde também é rejeitada a hipótese de linearidade do déficit público, o que significa que a dinâmica da variável déficit/PIB é não linear, tal como o caso do Ceará, estabelecendo dois regimes, o regime 1, onde variações inferiores a 1,74% na razão déficit/PIB caracterizam um período de despreocupação fiscal, enquanto que variações superiores a este percentual exigem uma intervenção estatal. O déficit público segue uma tendência estacionária em um regime, porém em outro esta hipótese não é aceita.

Para o déficit nominal, note na tabela 4 a seguir que o resultado para a estatística R_{IT} é significativa a menos de 10% apenas quando valores críticos assintóticos são utilizados, o que indica que a razão déficit nominal/receita líquida real é globalmente estacionária.

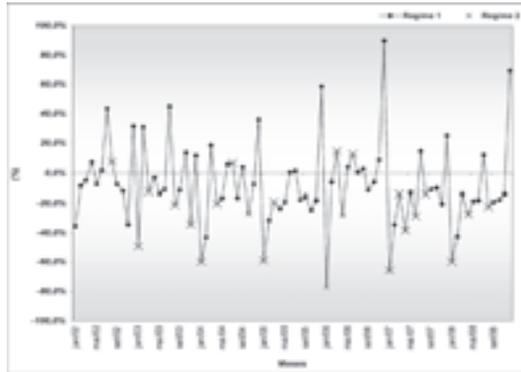
Tabela 4 - Testes de Raiz Unitária na Série de Déficit Nominal

Testes	Estatística	p-valor	
		Assintótico	Bootstrap
R_{IT}	12,3	0,059	0,120

Fonte: Cálculos próprios.

O gráfico 1 a seguir explicita a série de déficit primário utilizada no modelo, classificando as observações nos regimes 1 e 2 de acordo com o “ponto de quebra” (*threshold*) estimado.

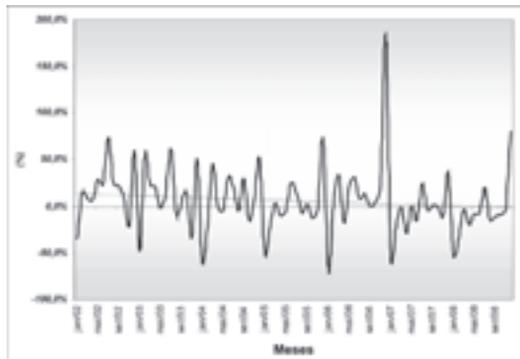
Gráfico 1 - Razão Déficit Primário/Receita Líquida de Acordo com os Dois Regimes, 2002:1 - 2008:12



Da análise do gráfico 1, cabe realçar que as observações compreendidas no regime 2 referem-se a períodos de início de ano – todos os meses de janeiro se enquadram no regime 2 – conseqüentemente, após o mês de dezembro onde os gastos tendem a exceder os outros meses do ano.⁷

O gráfico 2 demonstra que, apesar de volátil, ao se adicionar uma linha de tendência linear, o comportamento do déficit nominal parece estável entre 2002 e 2008, corroborando os resultados de estacionaridade da tabela 5.

Gráfico 2 - Razão Déficit Nominal/Receita Líquida 2002:1 - 2008:12



⁷ Um exercício posterior poderia consistir em uma análise da série de déficit com ajuste sazonal, entretanto, para esta versão, acredita-se que a inclusão de dummies poderia retirar não apenas a sazonalidade, mas também uma elevação desordenada dos gastos em períodos de início de ano.

5. COMENTÁRIOS FINAIS

Pode-se concluir neste trabalho que o estado do Ceará está em uma situação fiscal equilibrada. Testes estatísticos permitiram inferir que a sustentabilidade de sua dívida é estacionária, mas é importante ressaltar que os déficits têm dinâmicas diferentes, pois, conforme foi mostrado acima, a partir de um déficit de 20,2% em relação à receita líquida real a dinâmica do déficit muda e deixa de ser estacionária. Variáveis como a despesa com pessoal devem ser acompanhadas de perto, visando um equilíbrio fiscal sustentável. Os testes t são capazes de discriminar corretamente os casos de raiz unitária pura, raiz unitária parcial e estacionariedade pura, isto se torna fundamental, pois pode delinear a partir de que limiar a dinâmica do déficit público cearense passa a ser insustentável no longo prazo, estabelecendo um limite para intervenção do governo.

O Programa de Ajuste Fiscal é efetivamente importante para que o estado faça um acompanhamento de variáveis que por sua natureza influenciam no descontrole dos gastos públicos. O controle das despesas correntes é de fundamental importância para se manter uma gestão fiscal eficiente. Aliado a isso o estado deve investir em melhorias que possibilitem um aumento na arrecadação, visando à elevação de suas receitas.

No período de 2002-2008, o estado teve uma política fiscal sustentável, propiciando recursos para uma melhoria da qualidade social dos cearenses, mas é preciso cuidado para manter as políticas de forma a tornar sustentável, no longo prazo, a gestão fiscal. O estado encontra-se não mais em fase de ajuste, os governantes precisam implementar políticas que efetivem de vez a cultura de uma gestão fiscal eficiente. Mantendo-se em um limiar de déficit primário abaixo de 20,2% de sua Receita líquida Real o estado mantém uma política fiscal sustentável.

Diante do exposto, percebe-se que o esforço fiscal feito através de políticas austeras, tiveram como resultado contas públicas equilibradas, sustentabilidade da dívida pública e criou as bases para a melhora da qualidade de vida e desenvolvimento econômico do Ceará.

O Programa de Ajuste Fiscal acompanhado da Lei de Responsabilidade Fiscal foram instrumentos imprescindíveis para o êxito do estado do Ceará no que diz respeito ao controle de suas contas e para a sustentabilidade de sua dívida.

O equilíbrio das contas públicas e uma dívida sustentável são premissas básicas para qualquer economia que queira ter um patamar de crescimento com desenvolvimento econômico.

No caso específico do Ceará percebe-se uma busca constante por uma dívida sustentável, o que conseqüentemente reflete num equilíbrio entre receitas e despesas, passando pela restrição orçamentária do governo.

Conforme foi mostrado, o PAF foi de fundamental importância na busca pelo equilíbrio fiscal do estado do Ceará, onde, através do estabelecimento de metas e controles, cobrou do Estado uma gestão fiscal responsável como contrapartida da elevação de suas dívidas.

Cumprindo as metas de arrecadação e despesas, o Ceará obteve superávits primários que foram de fundamental importância para manter a sustentabilidade de sua dívida e reduzir o percentual da participação desta no PIB.

O estudo econométrico mostra que o estado se encontra com suas contas controladas, sua dívida sustentável até permitindo déficits primários. A realidade teórica e empírica do trabalho reflete nas decisões tomadas pela Secretaria do Tesouro Nacional no que diz respeito às metas para 2009 e 2010, tal como resultado primário zero estabelecido para os anos.

Apesar disto, o estudo também mostra que quando se trata de contas públicas o limiar que desestabiliza a sustentabilidade da política fiscal é tênue. Conforme pôde ser visto, no regime não estacionário não foi rejeitada a hipótese nula de raiz unitária, que significa que déficits primários acima de 20,2% da Receita Líquida Real podem trazer a insustentabilidade da dívida público no longo prazo.

É preciso responsabilidade dos governantes para manter o estado ajustado, efetivando uma política fiscal equilibrada no longo prazo que permitirá um desenvolvimento econômico também sustentável.

Diante disto pode-se concluir que o Programa de Ajuste Fiscal, junto com a Lei de Responsabilidade Fiscal e controles efetivos feitos pelo corpo técnico do estado do Ceará e da Secretaria do Tesouro Nacional possibilitaram ao estado sair de uma situação de ajuste fiscal, para uma situação de gestão fiscal. Esta gestão deve ser feita com responsabilidade e efetividade visando à melhoria econômica e social da população cearense.

BIBLIOGRAFIA

ALESINA, A.; DRAZEN, A. Why are Stabilizations Delayed? **American Economic Review**, v.81, n.5, p.1170-1188, 1991.

ANDREWS, D.W. K.; PLOBERGER, W. Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only under the Alternative. **Econometrica**, v.62, p.383-414, 1994.

ARESTIS, P.; CIPOLLINI, A.; Fattouh, B. Threshold Effects in the U.S. Budget Deficit. **Economic Inquiry**, v.42, p.214-222, 2004.

BERTOLA, G.; DRAZEN, A. Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity. **American Economic Review**, v.83, p.11-26, 1993.

BOHN, H. The Sustainability of Budget Deficits with Lump-Sum and with Income-Based Taxation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 23, n.3, p.581-604, 1991.

BOHN, H. The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits. **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, p.949-963, August, 1998.

CANER, M.; Hansen, B. E. Threshold Autoregression with a Unit Root. **Econometrica**, v.69, p.1555-1596, 2001.

COSSIO, F. B. Comportamento Fiscal dos Governos Estaduais Brasileiros: Determinantes Políticos e Efeitos sobre o Bem-Estar dos seus Estados. In **Finanças Públicas - V Prêmio Tesouro Nacional**, Brasília, Ministério da Fazenda – Tesouro Nacional, 2001.

FILGUEIRAS, Luiz. **História do Plano Real**. 1º Edição. São Paulo: Boitempo Editorial, 2001.

GIAMBIAGI, Fabio; ALÉM, Ana Cláudia. **Finanças Públicas**. 2º Edição. São Paulo: Campus/ Elsevier, 2001.

Giambiagi, Fabio; Além, Ana Cláudia. **Finanças Públicas, Teoria e Prática no Brasil**. 3º Edição. São Paulo: Campus/ Elsevier, 2008.

HAKKIO, C.; Rush, M. Is the Budget Deficit too Large? **Economic Inquiry**. XXIX, p.429-445, 1991.

HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. A. On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing. **American Economic Review**, v. 76, September, p.809-819, 1986.

- HANSEN, B.E. Inference When A Nuisance Parameter Is Not Identified Under The Null Hypothesis. **Econometrica**, v.64, p.413-430, 1996.
- HILL, R., Carter; GRIFFITHS, Wilson O.; JUDGE, George G. **Econometria**. 2º Edição. São Paulo: Saraiva, 2008.
- ISSLER, J. V.; LIMA, L. R. Public Debt Sustainability and Endogenous Seigniorage in Brazil: Time Series Evidence from 1947-1992. **Journal of Development Economics**, v.62, p.131-147, 2000.
- LIMA, L. R.; SIMONASSI, A. G. Dinâmica Não-Linear e Sustentabilidade da Dívida Pública no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.35, n.2, p.227-244, 2005.
- LUPORINI V. Sustainability of the Brazillian Fiscal Policy and Central Bank Independence. **Revista Brasileira de Economia**, n.54, v.2, p.201-226; 2000.
- LUPORINI V. The Behavior of the Brazilian Federal Domestic Debt. **Economia Política** v.6, n.4, p.713-733, 2002.
- MC DERMOTT, J.; WESCOTT R. An Empirical Analysis of Fiscal Adjustments, **IMF Staff papers**, XLIII, p.725-753, 1996.
- QUINTOS, C.E. Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.13, p.409-417, 1995.
- PASTORE, A. C. Déficit Público, a Sustentabilidade das Dívidas Interna e Externa, eignoriagem e Inflação: Uma Análise do Regime Monetário Brasileiro. **Revista de Econometria**, v.14, n.2, 1995.
- PINDYCK, Robert S.; Rubinfeld, Daniel L. **Microeconomia** 6ª. Edição. São Paulo: Pearson, 2007.
- ROCHA, F. Long-Run Limits on the Brazilian Government Debt. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, FGV, v.51, n.4, p.447-470, 1997.
- ROCHA, F. Is There any Rationale to The Brazilian Fiscal Policy?. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, FGV, v.55, n.3, p.315-331, 2001.
- SACHS, Jeffrey D.; Larrain, Felipe. **Macroeconomia**, Edição Revisada e Atualizada. São Paulo: Makron Books, 2000.
- TREHAN, B.; WALSH, C. Common Trends, Intertemporal Balance and

Revenue Smoothing. **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12; p.425-444, 1988.

UCTUM, M.; WICKENS, M. Debt And Deficit Ceilings, And Sustainability of Fiscal Policies: An Intertemporal Analysis. **CEPR Discussion Paper** n. 1612, 1997.

WILCOX, D.W. The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present Value Borrowing Constraint. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.21, p.291-306, 1989.

APÊNDICE A⁸

No modelo (1) define-se $\theta_1 = (\rho_1, \beta_1, \alpha_1)'$ e $\theta_2 = (\rho_2, \beta_2, \alpha_2)'$, onde ρ_1 e ρ_2 são escalares, β_1 e β_2 têm a mesma dimensão de r_t e α_1 e α_2 são vetores de dimensão k . Portanto, ρ_1 e ρ_2 são coeficientes de y_{t-1} , β_1 e β_2 são coeficientes dos componentes determinísticos e α_1 e α_2 são os coeficientes de $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ nos regimes 1 e 2, respectivamente.

O modelo 1 é estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para implementar MQO em 1, Caner e Hansen (2001) sugerem aplicar o algoritmo da concentração descrito também em detalhes por Lima e Simonassi (2005).

Testando a Presença de Dinâmica não-linear:

$$\text{Teste: } \hat{\theta}_1(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_1, \hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1)' = \hat{\theta}_2(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\alpha}_2)' = \hat{\theta}(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}, \hat{\beta}, \hat{\alpha})'$$

Caner e Hansen (2001) propuseram para tal a seguinte estatística de teste: $W_T = W_T(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\lambda)$

onde $W_T(\lambda) = T \left(\frac{\sigma_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})} - 1 \right)$ e σ_0^2 representa a variância do resíduo

obtido quando se estima o modelo 1 impondo $H_0: \theta_1 = \theta_2$, com $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$ calculado de acordo com (3.2).

Conforme argumentado em Lima e Simonassi (2005), Caner e Hansen (2001) mostram que, sob a presença de raiz unitária, a distribuição assintótica de W_T depende da estrutura dos dados, significando que os valores críticos não podem ser tabulados. Desta forma, os autores sugerem

⁸ Retirado de Lima e Simonassi (2005).

dois métodos de *bootstrap*⁹ para aproximar a distribuição assintótica de W_T .

Testando a Hipótese de Raiz Unitária em Modelos Não-Lineares

O déficit – no caso a razão déficit/receita líquida real - terá raiz unitária se a hipótese nula, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, for verdadeira. Uma hipótese alternativa natural seria $H_1: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$, sugerindo que o déficit é estacionário nos dois regimes. Contudo, existe ainda uma possibilidade intermediária chamada de raiz unitária parcial:

$$H_2: \begin{cases} \rho_1 < 0 \text{ e } \rho_2 = 0 \\ \text{ou} \\ \rho_1 = 0 \text{ e } \rho_2 < 0 \end{cases}$$

Se H_2 for verdadeira, o déficit terá raiz unitária em um dos regimes, mas será estacionário no outro.

Neste trabalho são investigados se os déficits primário e nominal cearenses são estacionários, H_1 é verdadeira, ou possui raiz unitária parcial, H_2 é verdadeira. A distinção entre H_0 , H_1 e H_2 é feita via uso das seguintes estatísticas de teste propostas por Caner e Hansen (2001):

- Uma estatística t para ρ_1 , t_1 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionaridade apenas no regime 1, isto é; $H_2: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$.
- Uma estatística t para ρ_2 , t_2 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionaridade apenas no regime 2, isto é; $H_2: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$.
- Uma estatística de Wald unicaudal, $R_{1T} = t_1^2 I_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 I_{(\hat{\rho}_2 < 0)}$, utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa $H_2: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$.

Como afirmam Lima e Simonassi (2005), os valores críticos para as estatísticas R_{1T} , t_1 e t_2 encontram-se tabulados em Caner e Hansen (2001) e já estão inseridos no programa utilizado para estimação do modelo. Foram

⁹ Tal como Monte Carlo, *bootstrap* é um método de estimação alternativo por reamostragem quando se dispõe de pequenas amostras. Seu princípio é o de gerar repetidas amostras com reposição a partir de uma amostra observada, objetivando obter distribuições assintóticas dos estimadores, portanto, gerando desvios padrão mais confiáveis.

tabulados valores críticos assintóticos e, para melhorar a inferência em amostras pequenas, valores críticos por “bootstrap”.

APÊNDICE B

Dependent Variable: SD
 Method: Least Squares
 Date: 05/09/09 Time: 10:27
 Sample: 2002M01 2008M12
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	66840.84	5129.639	13.03032	0.0000
RP	-0.191032	0.037175	-5.138783	0.0000
R-squared	0.243592	Mean dependent var		59701.74
Adjusted R-squared	0.234367	S.D. dependent var		51721.89
S.E. of regression	45256.88	Akaike info criterion		24.30162
Sum squared resid	1.68E+11	Schwarz criterion		24.35950
Log likelihood	-1018.668	F-statistic		26.40709
Durbin-Watson stat	2.071430	Prob(F-statistic)		0.000002

CRESCIMENTO ECONÔMICO E DESIGUALDADE DE RENDA NO CEARÁ

Davi Oliveira Pontes*

Ronaldo A. Arraes**

Francisca Zilania Mariano***

Christiano Penna****

RESUMO

O Estado do Ceará tem sido marcado por elevadas disparidades regionais nos últimos anos, onde modernas e dinâmicas regiões se contrastam com as retrógradas. Neste cenário, o presente trabalho tem como objetivo testar a convergência da renda per capita entre os municípios, bem como a sustentabilidade do U-invertido da curva de Kuznets, seguidos dos determinantes da desigualdade de renda com base em decomposição do índice de Theil em cinco fatores: educação, gênero, raça, idade, áreas urbanas. Devido à disponibilidade dos dados, os dois primeiros objetivos foram investigados para a década de noventa. Apesar de ter sido comprovada a convergência, as previsões econométricas para o último ano da série indicam que os municípios ainda estão localizados na porção ascendente da curva de Kuznets. Referente à desigualdade, constatou-se que educação tem sido o principal fator para a sua explicação. Em média, no período 1995-2007, ela contribui com 28% da desigualdade de Estado, quando o índice é medido entre os grupos, enquanto que qualquer outro fator não representa mais do que 4,5%. Ademais, ao longo desse período, o índice de desigualdade segue a forma de “U” invertido, a qual é seguida neste formato apenas pela participação relativa do fator área urbana no índice. Finalmente, cabe frisar que após adicionar o último fator explicativo do índice de desigualdade, ainda restariam 40% deste para ser explicado por outros fatores. Fica a sugestão de decomposições adicionais às aqui feitas para futuras investigações.

Palavras-Chave: Desigualdade de Renda, Crescimento Econômico, Ceará.

* Sociedade de Assistência e Proteção à Infância de Fortaleza (SOPAI).

** Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste (CAEN).

*** Economista.

**** Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste (CAEN).

ABSTRACT

The State of Ceará has been marked by regional disparities in recent years where modern and dynamic regions contrast to backward ones. In this scenario, this paper aims to test for the convergence of the per capita income among municipalities as well as the sustainability of the U-inverted Kuznets' curve, followed by the determinants of the income inequalities based upon decomposition of Theil index in five factors: education, gender, race, age, urban areas. Due to data availability, the first two objectives were attained for the ninety decade. Despite testifying convergence, the econometric predictions for the last year of the series indicate that municipalities are still located in the upward portion of Kuznets' curve. As inequality is concerned, education has been proved to be the leading factor for its explanation. On average in the period 1995-2007, it accounts for 28% of the state inequality, as the index is measured between groups, while any other factor represents no more than 4,5%. Along that period, the inequality index takes a inverted-U shape, and only the participation of the urban area factor in the index follows the same shape. Finally, It is quite worth noting that after adding the last factor to explain inequality, 40% of it is yet to be explained. This factor calls for further investigations.

Key Words: Income Inequality, Economic Growth, Ceará.

INTRODUÇÃO

Embora a desigualdade de renda tenha diminuído nos últimos anos, o nível de concentração de renda ainda prevalece elevado no Brasil. E este, configura-se como um dos principais problemas enfrentados pelo país. Pode-se afirmar que além do problema econômico, a desigualdade brasileira proporciona uma má distribuição de oportunidades de inclusão econômica e social, o que caracteriza uma baixa mobilidade social.

Existe uma significativa variedade de abordagens na literatura sobre os determinantes da disparidade de renda, dentre os fatores levantados para justificar o elevado grau de concentração de renda estão: sexo, raça, região de moradia, idade e escolaridade. Muitos autores concebem que os benefícios do investimento em capital humano, especialmente através da educação impulsionam o desenvolvimento a outros estágios (WANG,

2001; OLIVEIRA, 2004; PESSOA et al., 2007). Estudiosos afirmam que a educação além de aumentar a produtividade, promove uma maior igualdade à medida que é bem distribuído assim para a mobilidade social.

No Ceará, existe grande concentração da renda regional, seja entre seus municípios ou em relação ao Brasil. Em relação aos trabalhos empíricos para o Ceará pode-se destacar o de Silva (2006), o qual busca evidências sobre a existência do crescimento econômico com iniquidade social para o estado, verificando que o capital humano possui retorno superior ao capital físico, em relação à taxa de crescimento econômico. Este autor também encontra evidências de que o crescimento econômico dos municípios cearenses foi estimulado pela desigualdade de renda e o aumento na intensidade de pobreza afetou negativamente o crescimento econômico, muito provavelmente, pela redução do número de consumidores potenciais no mercado (SILVA, 2006).

Com isso, para medir a desigualdade existente em uma distribuição de renda existem diversos indicadores disponíveis na literatura. Os índices de Gini e de Theil são as medidas de desigualdade mais utilizadas nos estudos sobre distribuição de renda, onde, este último deriva da noção de entropia, destacada também por Hoffman (1998) indicando que a concentração de renda é maior quando o índice de Theil é maior, contudo este índice não possui um valor máximo como pode ser observado no índice de Gini. Vale ressaltar, que esse índice apresenta uma vantagem em relação a outros índices, ao possibilitar a decomposição aditiva por subgrupos populacionais.

Com o propósito de verificar a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico, vários autores utilizam o processo de convergência absoluta, onde esta considera que as economias atrasadas tendem a crescer a taxas mais elevadas do que as economias ricas e que, portanto, em algum momento de tempo as taxas tenderiam a se igualar. A definição desta noção de convergência é baseada na suposição de que tanto os países ricos como os pobres possuem idênticas tecnologias, preferências, instituições políticas e outras características econômicas. Ou seja, que estas economias tenderiam para um mesmo nível de estado estacionário, e que, apenas temporariamente, estariam em estágios distintos de seu crescimento potencial.

Além disso, Kuznets (1955) investiga o caráter e as causas de mudanças de longo prazo na distribuição pessoal de renda, buscando delinear os fatores determinantes em relação ao histórico e às tendências evolutivas da desigualdade de renda. Os pressupostos centrais de Kuznets são: a renda per capita média da população rural é menor do que a da urbana, o percentual da renda do setor agrícola diminui ao longo do tempo, e a desigualdade de renda na população rural é menor do que na população urbana. Com isso, o autor atribui como hipótese uma relação entre desigualdade e crescimento no formato de U invertido. Este formato reflete que no estágio inicial das economias, crescimento e desigualdade são baixos, pois existe pouco a ser distribuído e quando o crescimento econômico acelera e a economia passa para um estágio mais desenvolvido, as desigualdades aumentam, diminuindo somente quando uma fase mais avançada do processo de desenvolvimento for alcançada.

Com isso, o objetivo geral deste trabalho consiste em analisar de que forma a relação entre renda e desenvolvimento econômico vem se comportando no estado do Ceará. Tendo como objetivos específicos verificar o processo de convergência de rendas per capita entre os municípios do Ceará, bem como analisar se a hipótese de Kuznets (1955) se aplica a estes municípios. Além disso, pretende-se observar os componentes da desigualdade de renda, vinculados a fatores como: área, gênero, raça, idade e grupo educacional, através da decomposição do índice de Theil, para os anos de 1995, 2001 e 2007.

Este trabalho está organizado da seguinte forma: além desta seção introdutória; a segunda seção, que trata do referencial teórico sobre a desigualdade de renda; A terceira seção apresenta a abordagem metodológica empregada para cumprir os objetivos. A quarta analisa os resultados, para em seguida serem apresentadas as principais conclusões.

2. DESIGUALDADE DE RENDA

2.1 Determinantes da Desigualdade

A desigualdade da distribuição da renda no Brasil é um tema que tem sido intensamente debatido em diversas áreas acadêmicas (sociologia, história, antropologia e economia), gerando controvérsias por sua complexidade e pela elevada carga de julgamento éticos envolvidos na questão. No conjunto das explicações para essa desigualdade, não

se pode deixar de levar em conta os aspectos históricos e institucionais do período colonial, que influenciaram o perfil distributivo da renda na época, cujos efeitos perderam até hoje. Um aspecto fundamental desse período refere-se à distribuição da posse da terra em grandes latifúndios, associada ao desenvolvimento do modelo agrário exportador de produtos primários. Essa opção política pela grande propriedade rural no período colonial acarretou ao Brasil do século XXI uma estrutura fundiária altamente concentrada, caracterizada pela coexistência de latifúndios e minifúndios. Outro aspecto, também de fundamental importância, foi o processo de escravidão e a maneira como ocorreu o processo abolicionista dos negros, relegando-os a uma situação marginal na sociedade brasileira (FURTADO, 1967; GREMAUD et al., 2002).

Existe uma significativa variedade de abordagens na literatura sobre os determinantes da disparidade de renda, dentre os fatores levantados para justificar o elevado grau de concentração de renda estão: sexo, raça, região de moradia, idade e escolaridade. Este último é apontado como o principal determinante da distribuição de rendimentos. Estudiosos afirmam que a educação além de aumentar a produtividade, promove uma maior igualdade à medida que é bem distribuído assim para a mobilidade social.

Logo após a divulgação dos dados do censo de 1970, dois estudos mostraram um grande crescimento da desigualdade da distribuição da renda no Brasil entre 1960 e 1970: os de Fishlow (1972) e Hoffmann e Duarte (1972). Dada a conjuntura da época, esse aumento de desigualdade transformou-se em elemento importante na crítica da política econômica e social dos governos militares (HOFFMANN, 2001c).

Langoni (1973) argumenta que a desigualdade de renda era consequência das profundas modificações que acompanharam o processo de desenvolvimento econômico entre 1960 e 1970. Para ele, grande parcela do aumento de desigualdade observado estava intimamente ligada às mudanças qualitativas (nível de educação, idade e sexo) e alocativas (setorial e regional) da força de trabalho. Assim o aumento de concentração da renda no período era transitório e corrigível no longo prazo. De forma alternativa, alguns autores enfatizaram as políticas adotadas pelo governo militar no período pós-64 de combate à inflação, que incluíam uma sé-

rie de medidas desfavoráveis à manutenção dos salários reais como, por exemplo, a intervenção nos sindicatos trabalhistas e repressão aos movimentos sociais (RAMOS; REIS, 1999).

Segundo Mendonça e Barros (1995), as curvas de Lorenz para os anos de 1960, 1970, 1980 e 1990 revelaram que as desigualdades de renda apresentaram um crescimento contínuo ao longo desses 30 anos analisados. Com a divulgação dos dados do censo de 1980 constatou-se que a distribuição de renda havia se tornado ainda mais concentrada nos anos 70, embora o aumento da desigualdade tenha sido muito menos do que nos anos 60 (BONELLI, 1993). A tendência crescente da desigualdade da renda se manteve até o início da década de 90. Somente com o advento do Plano Real, em julho de 1994, houve uma recuperação expressiva do nível de rendimentos, acompanhada de progressos distributivos também importantes (COELHO; CORSEUIL, 2002).

O estudo realizado por Ferreira e Litchfiel (2000) diz que a grande concentração de renda no Brasil faz com que o país se destaque negativamente no contexto internacional. As principais causas destacadas pelo autor são (1) diferenças entre indivíduos características natas (raça, gênero, inteligência ou riqueza inicial); (2) diferenças entre características individuais adquiridas (nível educacional, experiência profissional); (3) mecanismo em que o mercado de trabalho age sobre os tipos de indivíduos citados acima em 1 e 2, transformando as diferenças individuais em diferenças no rendimento de trabalho, estes mecanismos são discriminação (raça, gênero), segmentação (entre postos de trabalho distintos ocupados por trabalhadores idênticos) projeção (retorno de acordo com as características observadas no trabalho como escolaridade e experiência); (4) os mercados de capital que ao serem imperfeitos, são segmentados por exemplo no acesso ao crédito; (5) fatores demográficos como formação de domicílio, de fertilidade, coabitação ou separação domiciliar.

Para Hoffmann (2002b), de acordo com essas duas interpretações seria de se esperar que terminada a fase de crescimento rápido ou encerrada a ditadura haveria uma redução na desigualdade. No entanto, os resultados empíricos recentes mostram que isso não ocorreu.

Cabe ressaltar que se deve ter cautela ao relacionar as mudanças

ocorridas entre 1993 e 1995 ao plano Real, uma vez que o crescimento econômico tem determinantes mais complexos. Nota-se que entre 1993 e 2001 houve uma substancial redução da desigualdade distributiva dos rendimentos das pessoas economicamente ativas. Entretanto, a redução da desigualdade no período torna-se quase desprezível quando analisado a distribuição do rendimento familiar per capita (HOFFMAN, 2002b).

Passados 30 anos depois dos trabalhos pioneiros de Fishlow (1972) e Hoffmann e Duarte (1972), o Brasil do século XXI ainda tem uma distribuição de renda bastante concentrada. O índice de Gini para o Brasil neste início de século, mesmo com tendência declinante na década de 90 é ainda maior do que o apresentado três décadas antes.

2.2 Desigualdades de Renda no Ceará

Após algumas reformas políticas iniciadas na primeira metade da década de 1990, e de políticas públicas adequadas, o estado do Ceará destaca-se entre os estados brasileiros pela sua disciplina e expansão de investimento e um crescimento econômico superior ao do Brasil. Entretanto, em 2003, o Ceará apresentou o quinto pior PIB *per capita* (R\$ 3.618,00) do Brasil (R\$ 8.694,00) e o quarto pior do Nordeste (R\$ 4.306,00), ganhando apenas de, respectivamente, Alagoas, Piauí e Maranhão (pior do Brasil). Contudo, considerado a contribuição ao PIB a preços de mercado (R\$ 1.556.182.000,00) do Brasil, o estado do Ceará (R\$ 28.425.000,00) é o 12º (contribuindo com 1,81% do PIB nacional). Cabendo ressaltar ainda que, no período 1985-2003, a taxa de crescimento médio real do PIB a preços de mercado foi de 3,5% e a do Brasil foi de 2,3% em seu conjunto (IBGE, 2006). Do que trata a questão da desigualdade, o índice de Gini, que mede a concentração de renda, ficou em torno de 0,6 em 1992, de uma escala que vai até 1. Houve uma redução na concentração de renda no Ceará: em 2003, este índice alcançou 0,567. O mesmo índice para o Brasil, em 1992, foi de 0,58 e, em 2003, foi de 0,581 (IBGE, 2006b).

Esse Estado oferece um quadro preocupante em matéria de desigualdades social e setorial, que repercute diretamente nas desigualdades entre a capital e o interior, em grande desvantagem para este último. Dado que em 2004 a indústria estava fortemente concentrada na Região Metropolitana de Fortaleza - RMF, esta região exibe uma renda média mensal de

cerca de R\$ 260,00, enquanto o interior registra uma de R\$ 115,00. Comparando o meio rural e o urbano, observa-se uma renda média mensal de R\$ 74,00 para o primeiro, e de R\$ 162,00 para o segundo (AMARAL FILHO, 2005).

Conforme Bar-el et al. (2002), o problema é o desenvolvimento econômico desigual entre a Região Metropolitana de Fortaleza (RMF) e o interior, o que tem levado à pobreza e a crescentes diferenças econômicas, além de, no decorrer do tempo, provocar inexpressivo desenvolvimento econômico no Estado. O objetivo é encontrar caminhos para combater essa pobreza e diminuir as diferenças de renda, através da criação de condições para o aumento da atividade econômica local.

Observa-se que 13 dos 184 municípios do Ceará são responsáveis por 64,4% da produção cearense e, destes, Fortaleza é responsável por 73,8% da produção da Região Metropolitana. No que se refere à produção setorial, cabe destacar que 46,4% da atividade produtiva da região metropolitana é ligada a indústria enquanto nas demais regiões é de apenas 19,2%. Em contraste, a atividade agropecuária, que é de apenas 1,3% na Região Metropolitana, representa 15,3% nas demais regiões.

A distribuição de renda per capita no estado do Ceará no ano 2000, segundo Silveira Neto e Azzoni (2008), além de ser bastante concentrada, é a quinta com menor renda per capita mensal do país, onde a participação do Estado do Ceará no número de pobres do Nordeste passou de 15,98% para 16,08% em 1999. Contudo, Monteiro Neto (1977) afirma que, apesar do Ceará ter obtido taxas de crescimento superiores ao Brasil, fruto de políticas governamentais referentes à criação de incentivos fiscais e investimentos em infra-estrutura, o Estado não conseguiu reduzir a desigualdade de renda per capita, assim como os estados do Maranhão, Piauí, Rio Grande do Norte e Paraíba.

Neste sentido, Barreto et al (2001), ao utilizar o Índice de Gini como medida de concentração de renda nos Estados do Nordeste, verificou que o índice no Estado do Ceará teve uma discreta redução (ou tendência à desconcentrar), passando de 0,5851 em 1970 para 0,5815 em 1999. Embora que nos anos de 1980 e 1991, esse índice esteve superior ao ano de 1970. O IBGE também trás mais indícios de que o índice de Gini vem ganhando força no Estado pois ficou em torno de 0,6 em 1992, enquanto que em

2003, este índice alcançou 0,567 (IBGE, 2006b).¹

No intuito de investigar em maiores detalhes de que maneira a desigualdade de renda vem se comportando no estado, e devido à fácil decomposição do índice de Theil, optou-se por utilizá-lo ao invés do já referido índice de Gini. Tal índice mede a desigualdade na distribuição de renda individual, ou a média da renda domiciliar per capita e, como foi visto, é definido como o logaritmo da razão entre a média aritmética e a geométrica das rendas, sendo nulo quando não existir desigualdade de renda entre os indivíduos, sem, porém, apresentar um valor definido para a desigualdade máxima.²

3. METODOLOGIA

3.1 Modelos Teóricos

3.1.1 Convergência de Renda *Per Capita*

A discussão de convergência da renda atraiu muitos estudiosos; há um grande número de trabalhos empíricos que tratam desta questão. Em outras palavras, a questão do crescimento mais rápido dos países (regiões) mais pobres do que os países (regiões) ricos foi exaustivamente discutida na literatura. Nos trabalhos que tratam do tema definem-se três diferentes tipos de convergência: β – convergência condicional, β – convergência absoluta e σ - convergência

A última interpretação é decorrente da idéia de que a desigualdade entre países tende a se reduzir no tempo. Este processo é conhecido por sigma-convergência e faz alusão a redução da variância das rendas per capita de unidades regionais ao longo do tempo. Seja σ_t o desvio padrão do $\log(y_{it})$ no tempo t para as i economias, então, se $\sigma_{t+T} < \sigma_t$, ou seja, se a dispersão dos níveis de renda real per capita decrescer ao longo do tempo, constatasse a σ - convergência.

Baseada nos retornos decrescentes do capital no produto, a β - convergência absoluta sugere que as economias mais pobres tendem a crescer mais rapidamente do que as mais ricas, de forma que a unidade espacial (município) pobre tende a alcançar a rica em termos de nível de renda per capita. Este tipo de análise foi inicialmente abordado no trabalho seminal de Baumol (1986), em que se examinou a

¹ O mesmo índice para o Brasil, em 1992, foi de 0,58 e, em 2003, foi de 0,581.

² Para seu cálculo, excluem-se do universo os indivíduos com renda nula.

convergência de renda de 16 países industrializados durante o período de 1870 a 1979. Para tanto, o autor propõe a seguinte regressão:

$$\ln \left[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}} \right] = \ln [y_{t+k,i}] - \ln [y_{t,i}] = \alpha + \beta \ln [y_{t,i}] + \varepsilon_{t,i} \quad (1)$$

onde $\ln [y_{t,i}]$ é logaritmo da renda *per capita*; ε é o termo de erro; i é o indexador para os diversos países e, $\beta = \frac{(1 - e^{-vT})}{T}$; onde t representa o período em anos da análise; T é o tempo em anos para atingir o estado estacionário, e v é a velocidade de convergência.

Segundo Baumol (1986), se existir convergência, o valor de β será negativo, ou seja, os países com renda inicial maior terão menores taxas de crescimento. Com isso, o autor procura mostrar que, ao longo de um período T , as rendas dos diversos países estariam convergindo para uma renda comum entre eles. Portanto, se os países de rendas menores crescem mais, a tendência é de que, *coeteris paribus*, tais rendas se igualem no tempo. Cabe ressaltar que muito se avançou na discussão sobre convergência desde o trabalho de Baumol (1986), todavia, não é o foco deste trabalho discutir todas as variantes desta linha de pesquisa. A estimação de β - convergência possibilita calcular, ainda, a velocidade

de convergência, $v = -\frac{\ln(1 + t\beta)}{t}$ e o tempo necessário para que as economias percorram metade da trajetória até o seu estado estacionário.³ Deste modo, quanto maior o valor de β , afetando a expressão $\beta = \frac{(1 - e^{-vT})}{T}$ menor será o tempo (definido em anos) para que a economia se aproxime de seu estado estacionário.

O modelo de convergência condicional sugerido por Arbia e Piras (2005) e Oliveira et al. (2006) para analisar este tipo de convergência é descrito através da seguinte regressão:

$$\ln \left[\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}} \right] = \alpha + \beta \ln [y_{t,i}] + \psi X_{t,i} + \varepsilon_{t,i} \quad (2)$$

em que $\beta = \frac{(1 - e^{-vT})}{T}$ e $X_{t,i}$ representa um vetor de variáveis explicativas (de controle) que mantém constante o estado estacionário das economias. A inclusão das variáveis adicionais (variáveis estruturais) vai depender do

³ Este é chamado de meia-vida e é dado por: $\pi = \frac{\ln(2)}{\ln(1 + \beta)}$

tipo de análise que se pretende. Portanto, neste modelo abre-se a possibilidade de acrescentar outras variáveis explicativas ao modelo econométrico de crescimento econômico. Estes irão diferenciar os estados estacionários e, portanto, permitem apenas a existência de uma convergência condicional. Neste caso, deve ser ressaltado que se deve ter o cuidado de não incluir variáveis explicativas que não tenham um fundamento econômico teórico que a justifique no modelo.

3.1.2 CURVA DE KUZNETS

Kuznets (1955) investiga o caráter e as causas de mudanças de longo prazo na distribuição pessoal da renda, buscando delinear os fatores relevantes em relação ao histórico e às tendências evolutivas da desigualdade de renda. Os pressupostos centrais de Kuznets são: a renda per capita média da população rural é menor do que a da população urbana, o percentual da renda do setor agrícola sobre a renda total diminui ao longo do tempo, e a desigualdade de renda na população rural é menor do que na população urbana. Assim, o autor concluiu que a migração da população rural para as áreas urbanas cria dois grupos com nível de renda distinta, acentuando-se o grau de desigualdade da sociedade como um todo. Após uma migração considerável da população rural para a região urbana, a desigualdade passa a cair, pois grande parte da população passa a receber uma renda mais alta no setor industrial e urbano. Portanto, a transição da área rural para a urbana geraria uma relação entre desigualdade e desenvolvimento no formato de um U invertido, como se pode observar na Figura 1:

Gráfico 1 - Curva de Kuznets



Kuznets argumenta que o declínio da desigualdade com o cresci-

mento econômico ocorreria porque os indivíduos que nascem em centros urbanos são mais capazes de obter maiores rendas em relação a indivíduos “imigrantes” de setores agrícolas ou de fora do país. Outra possibilidade citada por Kuznets (1955) é o aumento gradual da eficiência dos indivíduos devido ao maior tempo que passam no cenário urbano.

Kuznets complementa sua análise argumentando que, em estágios mais iniciais do crescimento, é provável a observação de condições pouco favoráveis à população mais pobre, tal como um crescimento mais rápido do que o da população rica, o que contribuiria para acentuar a desigualdade neste período. Já o declínio da desigualdade em estágios mais avançados da industrialização pode ser justificado também pelo aumento do poder político dos mais pobres. Estes fariam pressões políticas por uma melhor distribuição da renda.

Empiricamente, Fields e Jakubson (2001), mostram que todos os países em desenvolvimento com alta desigualdade são países de renda média da América Latina. Isto pode evidenciar que o U-invertido em cross-section não tem a ver com o crescimento em si, e que a desigualdade pode ser explicada por razões políticas, históricas e culturais, refletindo algum tipo de path dependence, em que a trajetória específica de um país é determinada por razões de condições estruturais iniciais. Bagolin, Gabe e Ribeiro (2003) também testaram a teoria para os estados brasileiro com dados de 1970, 1980 e 1991. Para os anos de 1980 e 1991 a relação encontrada é o oposto da esperada, um formato U regular. Julgando o método cross-section um pouco limitado, os autores partiram para uma estimação em painel, onde os resultados encontrados para os mesmos dados passaram a indicar uma significativa relação de U invertido entre renda municipal per capita e a medida de desigualdade (L – Theil). A justificativa para a mudança nos resultados encontrados para 1980 e 1991 é que as trajetórias de crescimento dos municípios estudados não são parecidas (como capturado pela metodologia de painel) e dados cross-section não viabilizam o estudo dessas diferenças.

Em Jacinto e Tajeda (2004) a teoria de Kuznets foi testada para os estados do nordeste brasileiro nos anos de 1970-91. Os dados usados nessa análise são: renda municipal per capita e índice de Theil-L. Os autores usam os métodos de dados cross-section, pooled cross-section e painel de

dados, e sugerem duas especificações para se testar a validade da hipótese de Kuznets; uma *pooled regression* e uma segunda com efeitos fixos. A primeira especificação pode ser feita de modo que:

$$Theil_{it} = \alpha + \beta_1 RPC_{it} + \beta_2 RPC_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Onde, *Theil* é o índice de Theil-L; *i* representa o índice de cada município; α é o intercepto da regressão; ε_{it} representa a renda per capita e; é o termo de erro. Note que a condição necessária para a especificação evidenciar a curva de Kuznetz, com formato de “U invertido”, é a de que β_1 seja positivo e que β_2 seja negativo.

A segunda especificação econométrica admite que a parte constante α é diferente para cada indivíduo, captando diferenças invariantes no tempo (por exemplo, dimensão dos municípios, recursos naturais e outras características que não variam no curto prazo). Esta abordagem é conhecida como modelo com efeitos fixos e é dada por:

$$Theil_{it} = \alpha + \alpha_i + \beta_1 RPC_{it} + \beta_2 RPC_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Onde α_i são termos referentes ao efeito fixo de cada município e as demais denotações são as mesmas referentes à primeira especificação. Note que a condição $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$ ainda tem que valer e note também que agora temos heterogeneidade na parte constante e homogeneidade no declive.

Em todos os testes observam a relação indicada por Kuznets, mas avaliando qual seria a melhor estimativa, através de um teste de Hausman, concluem que o procedimento mais adequado é o uso do estimador de efeito fixos.

3.2 Índice de Theil

O método adotado para analisar a composição da desigualdade de renda no Ceará é a decomposição hierárquica do índice de disparidade de renda Theil – T. O coeficiente de Theil é uma medida muito utilizada para mensurar a desigualdade de renda, onde quanto maior o índice de Theil, maior a concentração de renda, porém este índice não possui ponto de máximo definido, como o valor 1 no índice de Gini. A vantagem na utilização deste índice reside na possibilidade de decomposição por subgrupos.

Como demonstrado por Shorrocks (1984), os índices de entropia em

geral permitem decomposições aditivas, de forma que qualquer índice desta categoria pode ser escrito como uma soma exaustiva de sub-índices independentes. Neste sentido, com base na decomposição de Akita (2000),⁴ que estabelece uma decomposição em três níveis da distribuição região-província-distrito, este trabalho buscou adaptá-la em seis níveis para área urbana-gênero-raça-idade-educação. Com isso, pretende-se observar os componentes da desigualdade de renda relacionados a outras desigualdades, a saber: área urbana – metropolitana, não metropolitana; gênero – masculino e feminino; raça – branco e não-branco; idade – menor igual a 45 e maior que 45 anos; nível educacional – fundamental, médio e superior.

3.2.1 Decomposição do índice de Theil-T

Ao considerar os cinco fatores mencionados pretende-se observar a importância e contribuição de cada um deles na disparidade de renda total. Para tanto, foram utilizados dados fornecidos pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos de 1995, 2001 e 2007. Vale ressaltar que os dados foram filtrados, restringindo o total da população aqui considerada para indivíduos que residem em áreas urbanas, que possuem idade a partir dos 18 anos e com rendas positivas. Com isso o índice de Theil apresenta a seguinte forma:

$$T = \sum_m \sum_l \sum_r \sum_i \sum_j \sum_k \left(\frac{Y_{mlrijk}}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_{mlrijk}}{Y/N} \right) \tag{5}$$

Em que Y_{mlrijk} é a renda do indivíduo k da raça r , no grupo j de escolaridade, do gênero l , no grupo i de idade, estando na área metropolitana ou não metropolitana; $Y = \sum_m \sum_l \sum_r \sum_i \sum_j \sum_k Y_{mlrijk}$ é a renda agregada e $N = \sum_m \sum_l \sum_r \sum_i \sum_j \sum_k n_{mlrijk}$ é o total da população.

A desigualdade de renda entre os indivíduos residentes na área m , T_m , pode ser assim denotado pela equação a seguir:

$$T_m = \sum_l \sum_r \sum_i \sum_j \sum_k \left(\frac{Y_{mlrijk}}{Y_m} \right) \ln \left(\frac{Y_{mlrijk}}{Y_m/N_m} \right) \tag{6}$$

Com isso, a primeira equação pode ser decomposta em:

⁴ Apud Salvato e Souza (2007).

$$T = \sum_m \left(\frac{Y_m}{Y} \right) T_m + \sum_m \left(\frac{Y_m}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_m / N_m}{Y / N} \right) \quad (7)$$

$$T = \sum_m \left(\frac{Y_m}{Y} \right) T_m + T_{BM} = T_{WM} + T_{BM} \quad (8)$$

onde $Y_m = \sum_l \sum_r \sum_i \sum_j \sum_k Y_{lrijk}$ é o total da renda na área m , N_m é o total da população na área m , $T_{BM} = \sum_m \left(\frac{Y_m}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_m / N_m}{Y / N} \right)$ mensura a desigualdade de renda entre as áreas metropolitanas e não metropolitanas e o primeiro termo representa a desigualdade dentro das áreas, T_{WM} calculado pela média ponderada dos T_m . Dessa forma, temos a primeira decomposição do índice de Theil-T em desigualdade intra-área (T_{WM}) ou seja a que é causada dentro da área, e a inter-área (T_{BM}), ou seja a parte da desigualdade causada pelo diferencial de área.

Outra etapa da decomposição do índice pode ser observada através do T_{ML} , que mostra a desigualdade de renda no gênero l na área m :

$$T_{ml} = \sum_r \sum_i \sum_j \sum_k \left(\frac{Y_{mlrijk}}{Y_{ml}} \right) \ln \left(\frac{Y_{mlrijk}}{Y_{ml} / N_{ml}} \right) \quad (9)$$

em que $Y_{ml} = \sum_r \sum_i \sum_j \sum_k Y_{mlrijk}$ é o total de renda do gênero masculino ou feminino na área metropolitana ou não metropolitana, $N_{ml} = \sum_r \sum_i \sum_j \sum_k n_{mlrijk}$ é o total da população que é do sexo masculino ou feminino na área m . Com isso, a desigualdade dos indivíduos na área m ,

T_m pode ser decomposta da seguinte forma:

$$T_m = \sum_l \left(\frac{Y_{ml}}{Y_m} \right) T_{ml} + \sum_l \left(\frac{Y_{ml}}{Y_m} \right) \ln \left(\frac{Y_{ml} / N_{ml}}{Y_m / N_m} \right) \quad (10)$$

$$T_m = \sum_l \left(\frac{Y_{ml}}{Y_m} \right) T_{ml} + T_{BL_l} = T_{WL_l} + T_{BL_l} \quad (11)$$

A desigualdade entre os gêneros masculinos e femininos l na área metropolitana e não metropolitana m é medida por

$$T_{BL} = \sum_l \left(\frac{Y_{ml}}{Y_m} \right) \ln \left(\frac{Y_{ml} / N_{ml}}{Y_m / N_m} \right)$$

Observa-se que o primeiro termo da equação (11) representa a de-

sigualdade de renda devido a desigualdade dentro do sexo masculino ou feminino na área metropolitana ou não metropolitana, ou seja, é a média ponderada dos T_{ml} , o qual refere-se de T_{WLi} . Se substituirmos o T_m da equação (11) no T da equação (4), teremos:

$$T = \sum_m \left(\frac{Y_m}{Y} \right) \left[\sum_l \left(\frac{Y_{ml}}{Y_m} \right) T_{ml} + T_{BL_l} \right] + T_{BM} \quad (12)$$

Pode-se observar que o termo em colchetes representa a desigualdade inter e intra gêneros para cada área. Logo, o primeiro termo é a média ponderada para estes efeitos, utilizando as proporções da renda apropriada pela área m como ponderador, apresentando a seguinte forma:

$$T = \sum_m \sum_l \left(\frac{Y_{ml}}{Y} \right) T_{ml} + \sum_m \left(\frac{Y_m}{Y} \right) T_{BL_l} + T_{BM} \quad (13)$$

$$T = T_{WL} + T_{BL} + T_{BM} \quad (14)$$

A equação (14) representa a decomposição de Theil em três componentes: desigualdade intra gênero (T_{WL}), desigualdade inter-gênero (T_{BL}) e desigualdade inter área (T_{BM}).

Com isso pode-se decompor em mais níveis, tomando o primeiro termo da equação (10), desigualdade intra gênero e decompondo-a por raça. Define-se T_{mlr} para mensurar a desigualdade de renda para a raça r do gênero masculino ou feminino na área m .

$$T_{mlr} = \sum_i \sum_j \sum_k \left(\frac{Y_{mlrijk}}{Y_{ml}} \right) \ln \left(\frac{Y_{mlrijk}}{Y_{mlr} / N_{mlr}} \right) \quad (15)$$

em que $Y_{mlr} = \sum_i \sum_j \sum_k Y_{mlrijk}$ é o total de renda da raça r do gênero l na área m , $N_{mlr} = \sum_i \sum_j \sum_k n_{mlrijk}$ é o total da população da raça r do gênero l na área m . Com isso, a desigualdade dos indivíduos do gênero masculino ou feminino na área metropolitana ou não metropolitana, T_{ml} , pode ser decomposta da seguinte forma:

$$T_{ml} = \sum_r \left(\frac{Y_{mlr}}{Y_{ml}} \right) T_{mlr} + \sum_r \left(\frac{Y_{mlr}}{Y_{ml}} \right) \ln \left(\frac{Y_{mlr} / N_{mlr}}{Y_{ml} / N_{ml}} \right) \quad (16)$$

$$T_{ml} = \sum_r \left(\frac{Y_{mlr}}{Y_{ml}} \right) T_{mlr} + T_{BR_{ml}} = T_{WR_{ml}} + T_{BR_{ml}} \quad (17)$$

Onde $T_{BR_{ml}} = \sum_r \left(\frac{Y_{mlr}}{Y_{ml}} \right) \ln \left(\frac{Y_{mlr} / N_{mlr}}{Y_{ml} / N_{ml}} \right)$ é a desigualdade entre as raças r nos gêneros l na área m . O primeiro termo da equação (16) representa a desigualdade

de de renda devido a desigualdade dentro de cada raça r nos gêneros l na área m , ou seja, é a média ponderada dos T_{mlr} , o qual refere-se de T_{WRml} . Se substituímos o T_{ml} da equação (17) no T da equação (13), teremos:

$$T = \sum_m \sum_l \left(\frac{Y_{ml}}{Y} \right) \left[\sum_r \left(\frac{Y_{mlr}}{Y_{ml}} \right) T_{mlr} + T_{BR_{ml}} \right] + T_{BL} + T_{BM} \quad (18)$$

Pode-se observar que o termo em colchetes representa a desigualdade inter e intra raças para os gêneros masculino e feminino nas áreas m . Logo, o primeiro termo é a média ponderada para estes efeitos, utilizando as proporções da renda apropriada pelo gênero l na área m como ponderador, apresentando a seguinte forma:

$$T = T_{WR} + T_{BR} + T_{BL} + T_{BM} \quad (19)$$

A equação (19) representa a decomposição de Theil em quatro componentes: desigualdade intra raça (T_{WR}), desigualdade inter-raça (T_{BR}), desigualdade inter-gênero (T_{BL}) e desigualdade inter área (T_{BM}).

Com isso pode-se decompor em mais níveis, tomando o primeiro termo da equação (19), desigualdade intra raça e decompondo-a por idade. Define-se T_{mlri} para mensurar a desigualdade de renda para o grupo de idade i da raça branco ou não-branco, do gênero masculino ou feminino na área m .

$$T_{mlri} = \sum_j \sum_k \left(\frac{Y_{mlrijk}}{Y_{mlri}} \right) \ln \left(\frac{Y_{mlrijk}}{Y_{mlri} / N_{mlri}} \right) \quad (20)$$

em que $Y_{mlri} = \sum_j \sum_k Y_{mlrijk}$ é o total de renda do grupo de idade i da raça r do gênero l na área m , $N_{mlri} = \sum_j \sum_k n_{mlrijk}$ é o total da população do

grupo de idade i da raça r do gênero l na área m . Com isso, a desigualdade dos indivíduo da raça r do gênero masculino ou feminino na área metropolitana ou não metropolitana, T_{mlr} , pode ser decomposta da seguinte forma:

$$T_{mlr} = \sum_i \left(\frac{Y_{mlri}}{Y_{mlr}} \right) T_{mlri} + \sum_i \left(\frac{Y_{mlri}}{Y_{mlr}} \right) \ln \left(\frac{Y_{mlri} / N_{mlri}}{Y_{mlr} / N_{mlr}} \right) \quad (21)$$

$$T_{mlr} = \sum_i \left(\frac{Y_{mlri}}{Y_{mlr}} \right) T_{mlri} + T_{Bl_{mlr}} = T_{Wl_{mlr}} + T_{Bl_{mlr}} \quad (22)$$

Onde $T_{Bl_{ml}} = \sum_r \left(\frac{Y_{mlri}}{Y_{mlr}} \right) \ln \left(\frac{Y_{mlri} / N_{mlri}}{Y_{mlr} / N_{mlr}} \right)$ é a desigualdade entre os grupos de idade i nas raças r nos gêneros l na área m . O primeiro termo da equação (22) representa a desigualdade de renda devido a desigualdade

dentro de cada grupo de idade i raça r nos gêneros l na área m , ou seja, é a média ponderada dos T_{mlri} , o qual refere-se de T_{Wlmir} . Se substituirmos o T_{mir} da equação (22) no T da equação (20), teremos:

$$T = \sum_m \sum_l \sum_r \left(\frac{Y_{ml}}{Y} \right) \left[\sum_i \left(\frac{Y_{mlri}}{Y_{mlr}} \right) T_{mlri} + T_{Bl_{mr}} \right] + T_{BR} + T_{BL} + T_{BM} \quad (23)$$

Pode-se observar que o termo em colchetes representa a desigualdade inter e intra grupos de idade para as raças branco e não-brancos dos gêneros masculino e feminino nas áreas m . Logo, o primeiro termo é a média ponderada para estes efeitos, utilizando as proporções da renda apropriada pela raça r no gênero l na área m como ponderador, apresentando a seguinte forma:

$$T = T_{Wl} + T_{Bl} + T_{BR} + T_{BL} + T_{BM} \quad (24)$$

A partir da equação (24) pode-se fazer uma outra decomposição utilizando o primeiro termo da equação (24), a desigualdade intra-idade. Esta decomposição será feita em componentes intra e inter grupos educacionais. Utilizaremos os grupos fundamental, médio e superior. A desigualdade dos grupos educacionais j nos grupos de idade i da raça r do gênero l nas áreas metropolitanas e não-metropolitanas, T_{mlrij} , descrito abaixo:

$$T_{mlrij} = \sum_k \left(\frac{Y_{mlrijk}}{Y_{mlrij}} \right) \ln \left(\frac{Y_{mlrijk}}{Y_{mlrij} / N_{mlrij}} \right) \quad (25)$$

em que $Y_{mlrij} = \sum_k Y_{mlrijk}$ é o total de renda do grupo de educação j do grupo de idade i da raça r do gênero l na área m , $N_{mlrij} = \sum_k n_{mlrijk}$ é o total da população do grupo de educação j do grupo de idade i da raça r do gênero l na área m . Com isso, a desigualdade dos indivíduo do grupo de idade i da raça r do gênero masculino ou feminino na área metropolitana ou não metropolitana, T_{mlri} , pode ser decomposta da seguinte forma:

$$T_{mlri} = \sum_j \left(\frac{Y_{mlrij}}{Y_{mlri}} \right) T_{mlrij} + \sum_i \left(\frac{Y_{mlrij}}{Y_{mlri}} \right) \ln \left(\frac{Y_{mlrij} / N_{mlrij}}{Y_{mlri} / N_{mlri}} \right) \quad (26)$$

$$T_{mlri} = \sum_j \left(\frac{Y_{mlrij}}{Y_{mlri}} \right) T_{mlrij} + T_{BE_{mlri}} = T_{WE_{mlri}} + T_{BE_{mlri}} \quad (27)$$

Onde $T_{BE_{mlri}} = \sum_j \left(\frac{Y_{mlrij}}{Y_{mlri}} \right) \ln \left(\frac{Y_{mlrij} / N_{mlrij}}{Y_{mlri} / N_{mlri}} \right)$ é a desigualdade entre os

grupos educacionais j de idade i nas raças r nos gêneros l na área m .

$$T = \sum_m \sum_l \sum_r \sum_i \left(\frac{Y_{mlri}}{Y} \right) \left[\sum_i \left(\frac{Y_{mlrij}}{Y_{mlri}} \right) T_{mlrij} + T_{BE_{mlri}} \right] + T_{BI} + T_{BR} + T_{BL} + T_{BM} \quad (28)$$

Pode-se observar que o termo em colchetes representa a desigualdade inter e intra grupos educacionais j de idade i para as raças branco e não-brancos dos gêneros masculino e feminino nas áreas m . Logo, o primeiro termo é a média ponderada para estes efeitos, utilizando as proporções da renda apropriada pela idade i da raça r no gênero l na área m como ponderador, apresentando a seguinte forma:

$$T = T_{WE} + T_{BE} + T_{BI} + T_{BR} + T_{BL} + T_{BM} \quad (29)$$

A equação (29) chega ao objetivo final desta procedimento metodológico, que representa a equação de Theil-T em seis componentes: desigualdade intra-grupos educacionais, desigualdade inter-grupos educacionais, desigualdade inter-grupos de idade, desigualdade inter-grupos de raça, desigualdade inter-gênero e desigualdade inter-áreas.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

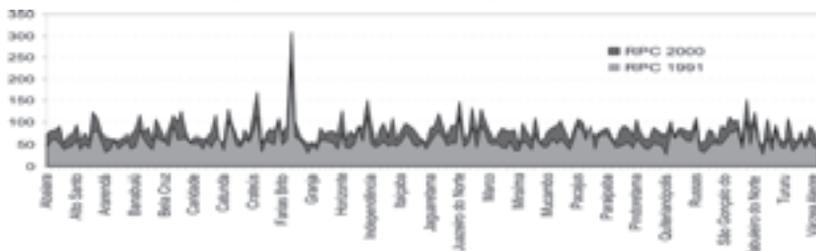
4.1 Convergência

Um dos objetivos propostos por este trabalho é o de verificar se está havendo a convergência de rendas per capita entre os municípios do estado. Na falta da renda per capita municipal, foi utilizada como Proxy uma variável que é definida como a razão entre o somatório da renda familiar per capita de todos os domicílios e o número total de domicílios no município. A renda familiar per capita de cada domicílio é definida como a razão entre a soma da renda mensal de todos os indivíduos da família residentes no domicílio e o número dos mesmos.

Os dados revelam que o crescimento dos 20 municípios com maiores rendas per capita no ano 2000 em relação ao ano de 1991, o município com o nível de renda mais elevado é Fortaleza, capital do Estado do Ceará, com renda per capita em 1991 de R\$ 235,77 e em 2000 R\$ 306,70, um aumento percentual de 30,09%, seguido pelo município de Crato e o de menor crescimento de renda *per capita* foi Russas. Dentre os municípios de menor renda per capita, o município de Graça foi o que teve o melhor desempe-

no com renda de R\$ 31,23 em 1991 para R\$ 52,57 em 2000, aumento de 68,32%. Um resumo do que vêm ocorrendo nos municípios cearenses pode ser visto no gráfico a seguir:

Gráfico 2 - Renda per Capita dos Municípios do Ceará (em R\$ 2000)



Fonte: Levantamento Censitário do IBGE 1991, 2000.

No gráfico 1 constata-se que, em termos reais, a média da renda familiar per capita vem crescendo em todos os municípios. Os dados revelam que o desvio padrão do log destas variáveis é decrescente ao longo do tempo (0,297051 em 1991 contra 0,269775 em 2000), ou seja, há evidência de sigma-convergência.

Dado o grande número de municípios e heterogeneidade entre os mesmos, para analisar se tais rendas estariam convergindo no sentido da β – convergência estimou-se a regressão (2) utilizando como variável condicionante de estado estacionário o índice de desenvolvimento humano municipal (IDH, 2000). Os resultados são os que se seguem:

Tabela 1 - Resultados da Estimação da Regressão (2)

VARIÁVEIS	COEFICIENTE	P-VALOR
C	0.3992	0.0095
LOG(Y1991)	-0.6268	0.0000
IDH2000	3.9133	0.0000
F-statistic	93.9393	0.0000
R ²	0.5093	

Fonte: Cálculos dos autores.

A equação estimada indica ser estatisticamente confiável, haja vista a significância medida pelo p-valor da estatística F. As estatísticas individuais também sugerem que a hipótese nula de que os coeficientes são, individualmente, iguais a zero também deve ser rejeitada para um nível de significância de 5%. Como $\beta - 0$, as estimativas revelam, portanto, que se

tem evidência de β – convergência condicional; ou seja, mesmo se os estados estacionários forem distintos para os municípios cearenses, a média da renda familiar per capita vem convergindo ao longo do tempo.

4.1.1 Curva de Kuznets

Como explicado anteriormente, a Hipótese de Kuznets para a relação entre desigualdade e a evolução da renda per capita em economias com baixo nível de desenvolvimento a desigualdade é baixa, pois existe pouco a ser distribuído. Quando o crescimento econômico se acelera e a economia passa para um estágio mais desenvolvido, as desigualdades aumentam e só irão diminuir quando uma fase avançada do processo de desenvolvimento for alcançada.

No intuito de testar a hipótese de Kuznets seguiu-se a análise de Jacinto e Tajeda (2004) e estimou-se as regressões 3 e 4. Antes de apresentar os resultados, é necessário que se averigüe se o efeito fixo é relevante. Viu-se que se o p-valor for relativamente pequeno no teste de Hausman, isto é, se $F_{stat} > F_{(N-1, NT - N - k)}$, então deve-se rejeitar o modelo com constante comum; como no nosso caso o p-valor para o teste é próximo de zero, o modelo com efeitos fixos é o mais adequado.

Dada as diferenças e o grande número de municípios, é de se esperar que haja, além do efeito fixo, heterocedasticidade nas seções transversais⁵. Neste caso, a condução apropriada para corrigir o problema seria, portanto, introduzir pesos cross-section e estimar a equação (4) através de Mínimos Quadrados Ponderados Generalizado, cujos resultados encontram-se na tabela 2.

Tabela 2 - Resultados da Estimação da Equação (4)

VARIÁVEIS	COEFICIENTE	P-VALOR
C	0.1927	0.0000
RPC	0.0061	0.0000
RPC ²	-1.54E-05	0.0000
ESTATÍSTICAS		
F	3235.246	
R ²	0.7145	
DW	3.95	0.0000

Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: RPC = Renda *per Capita*

⁵ A aplicação do teste F para igualdade entre as variâncias nos dois subgrupos dos resíduos gera uma estatística de teste igual a 1,6492 com p-valor próximo de zero.

As estimativas individuais sugerem que todos os parâmetros são estatisticamente significantes (p-valores menores que 5% e estatística t maiores que 2). Também vê-se que o modelo está bem ajustado, pois o R^2 indica que os dados explicam aproximadamente 70% do modelo e, além disso, a estatística F nos revela que a Hipótese nula de que todos os coeficientes são iguais a zero deve ser rejeitada. A estatística de DW próxima de 4 indica correlação negativa entre os resíduos. Entretanto, tendo em vista que uma das principais fontes de autocorrelação é a omissão de variáveis relevantes no modelo, não foram encontradas tais variáveis em âmbito municipal para análise.

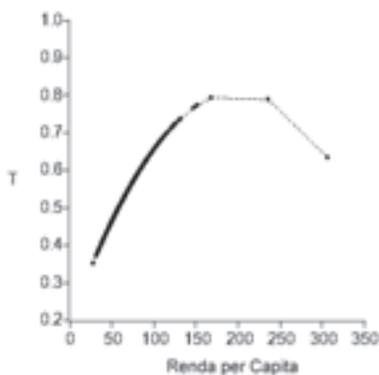
Note que a condição $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 > 0$ é atendida, ou seja, temos indícios do “U invertido” preconizado pela curva de Kuznets. Para elucidar este fato, tomaram-se os índices de Theil indicados pelas estimativas, $Theil_{it}$ ⁶, e juntamente com a renda *per capita* municipal (polinômio de segundo grau) computou-se o gráfico 2.

De acordo com este gráfico, pode ser observado que existe o formato de “U invertido” proposto por Kuznets (1955); a desigualdade aumenta na medida em que os municípios crescem até um “*turning-point*”, a partir do qual a desigualdade na distribuição da renda começa a reduzir-se. A renda per capita necessária para se chegar neste “*turning point*” é dada por $RPC^* = \hat{\beta}_0 / 2 \cdot \hat{\beta}_1 = 199.9943$, ou seja, o modelo e a teoria sugerem que a partir de uma renda per capita de R\$ 200,00 a desigualdade de renda nos municípios cearenses tende a diminuir.

Esse trabalho está em conformidade com as análises realizadas por Salvato et al. (2006), que estudam os municípios de Minas Gerais, Jacinto e Tejada (2004), que estudam municípios da região nordeste do Brasil, e Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) e Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004), que estudam municípios do Rio Grande do Sul. Em geral, estes estudos encontram evidências favoráveis à hipótese de U invertido.

⁶ $\overline{Theil}_{it} = \hat{\alpha} + \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_1 RPC_{it} + \hat{\beta}_2 RPC_{it}^2$

Gráfico 3 - Curva de Kuznets Estimada



4.2 Índice de Theil

4.2.1 Desigualdade de Renda Urbana no Ceará

Através do Índice de Theil-T pode-se observar a evolução desigualdade de renda em áreas urbanas existente no estado do Ceará, para os anos de 1995, 2001 e 2007, conforme mostrada na tabela 3.

Tabela 3 - Desigualdade de Renda no Ceará – 1995 - 2007

ANO	DESIGUALDADE NO CEARÁ
1995	0,7566
2001	0,7946
2007	0,5898

Fonte: Cálculos dos autores.

Observa-se que se comparamos 1995 e 2001, tem-se um aumento de 5% na desigualdade de renda no estado do Ceará, porém entre 2001 e 2007, o índice reduziu aproximadamente 28% e ao longo do período de 1995-2007, a desigualdade apresentou uma redução de 22%. Apesar de apresentar um decréscimo em 2007, a desigualdade no Ceará ainda é considerada alta, uma vez que se situa acima da média nacional⁷. Por isso este trabalho busca explicá-la através de cinco fatores, área, gênero, raça, idade e educação.

A tabela 4 mostra a desigualdade de renda para as áreas metropoli-

⁷ Resultado este advindo da comparação com os encontrados por Solvato e Souza (2007) para regiões brasileira, os quais utilizam o mesmo índice.

tanais e não metropolitanas, de acordo com as categorias de raça, gênero, idade e educação. Com isso, pode-se observar a diferença da concentração de renda entre homens e mulheres para área metropolitana e interior do Ceará. Pode-se constatar que a desigualdade entre homens é maior que a desigualdade entre mulheres para as duas áreas em todos os anos, exceto em 1995, que a desigualdade entre mulheres foi maior em 1,6%. Em 2001, a desigualdade entre homens era 17% maior que a observada entre as mulheres, diminuindo para 3% em 2007, para áreas metropolitanas. Referente a desigualdade presente no interior, a diferença em 1995 foi de 4,5%, aumentando para 6% em 2001 e para 13% em 2007.

Tabela 4 - Índice de Desigualdade de Renda de Theil, por Categoria, nas Áreas Urbanas da região Metropolitana e do Interior do Ceará nos Anos 1995, 2001 e 2007.

Categorias	1995		2001		2007		
	Metro	Interior	Metro	Interior	Metro	Interior	
GÊNERO	HOMEM	0,7061	0,7522	0,8145	0,4779	0,5748	0,4924
	MULHER	0,7176	0,7196	0,6975	0,4501	0,5601	0,4357
RAÇA	BRANCA	0,7431	0,8889	0,7918	0,5017	0,6182	0,5664
	NÃO BRANCA	0,6365	0,6300	0,7232	0,4622	0,5086	0,3845
IDADE	18 - 45 ANOS	0,6396	0,7889	0,6581	0,5452	0,4935	0,4699
	> 45 ANOS	0,8400	0,7717	0,8958	0,3938	0,6381	0,4767
EDUCAÇÃO	FUNDAMENTAL	0,3987	0,4145	0,3817	0,3335	0,3693	0,3769
	MÉDIO	0,5049	0,5827	0,3747	0,4372	0,4284	0,3943
	SUPERIOR	0,5938	0,8325	0,6863	0,5232	0,4623	0,4196

Fonte: Cálculos dos autores.

Outro fator importante é a desigualdade causada pela diferença entre raças, onde neste trabalho foi considerado apenas dois grupos de raça para fazer a análise do Índice de Theil, brancos e não brancos. A queda na desigualdade no período é observada nas duas áreas em estudo, bem como o fato do grupo de brancos apresentarem desigualdade maior que o grupo dos não brancos. Nas áreas metropolitanas a redução foi de aproximadamente 17% e 20% para os brancos e para os não brancos, respectivamente, enquanto que nas áreas urbanas do interior os respectivos percentuais foram de 36% e 40%.

Ao comparar as desigualdades existentes entre indivíduos com idade na faixa 18-45 anos com aqueles acima de 45 anos, constatou-se haver maior desigualdade entre indivíduos com maiores idade nas áreas metropolitanas para todos os anos, embora com tendência declinante do diferencial em 1995 e 2001. Porém, no interior, ocorreu o oposto na desigualdade.

Em 2007, o diferencial de desigualdade para o interior se reduziu para de apenas 1,4%.

Vale ressaltar que, no período de 1995-2007, houve mesma redução no índice de desigualdade nos dois grupos dentro das áreas metropolitanas, de aproximadamente 23%, fato semelhante pode ser observado nas áreas do interior, onde a redução foi de 40% para indivíduos entre 18 e 45 anos e 38% para pessoas com mais de 45 anos.

O nível educacional é considerado um dos fatores mais importante na determinação da desigualdade de renda. Ao analisar a desigualdade através de três níveis de escolaridade em 1995-2007 – fundamental, médio e superior – observa-se que quanto maior o grau de escolaridade, maior a desigualdade dentro do grupo; além disso, indivíduos que possuem ensino superior apresentam maior índice de desigualdade nas áreas metropolitanas e interior. Cabe notar que a desigualdade reduziu nos três níveis de escolaridade, com maior intensidade nas áreas situadas no interior, em especial no nível superior com redução de aproximadamente, 50%.

4.2.2 Decomposição da Desigualdade no Ceará

Como mostrado anteriormente, a disparidade de renda individual no Ceará pode ser decomposta em níveis de acordo com as variáveis utilizadas: área urbana, gênero, idade, raça e educação. Esses fatores levam a decomposição do índice de Theil em seis níveis.

A tabela a seguir revela uma grande influência da educação sobre a concentração da renda, uma vez que o fator causado pela diferença de nível educacional, o fator inter-educacional, é responsável por aproximadamente 28% da desigualdade de renda estadual, ou seja, entre os fatores-inter que mostram a diferença entre os grupos, o fator inter-educação é o fator que tem o maior impacto sobre a disparidade de renda.

Tabela 5 - Decomposição da Desigualdade de Renda do Ceará em 5 Fatores: Intra e Inter Níveis Educacionais, Inter-idade, Inter-racial, Inter-gênero, Inter-área, nos Anos 1995, 2001 e 2007

Categorias	Educação		Idade	Raça	Gênero	Área Urb.	Total
	<i>Inter</i>	<i>Inter</i>	<i>Inter</i>	<i>Inter</i>	<i>Inter</i>	<i>Inter</i>	Ceará
1995	0,4209	0,2248	0,0196	0,0374	0,0395	0,0144	0,7566
	(55,63%)	(29,72%)	(2,59%)	(4,94%)	(5,22%)	(1,90%)	(100%)
2001	0,467	0,1947	0,0317	0,031	0,023	0,0472	0,7946
	(58,8%)	(24,5%)	(3,98%)	(3,89%)	(2,89%)	(5,94%)	(100%)
2007	0,3278	0,1699	0,0263	0,0261	0,0168	0,0229	0,5898
	(55,58%)	(28,81%)	(4,46%)	(4,42%)	(2,85%)	(3,88%)	(100%)
Média	56,67%	27,68%	3,67%	4,42%	3,65%	3,91%	100%

Fonte: Cálculos dos autores.

Em relação aos demais fatores, percebe-se que a desigualdade inter-raça tem a segunda maior influência sobre a desigualdade explicando aproximadamente 4,5% da concentração de renda. Os demais fatores: urbano, idade e gênero denotam percentuais de participação relativamente próximos, deste modo, cada uma destas variáveis explica aproximadamente 3,6% da disparidade de renda.

O componente intra-educação apresentou uma média de 56,67%, no período de 1995-2007, isto sugere que além do fator área, gênero, raça, idade e anos de escolaridade, existem outros fatores não identificados neste trabalho que explicam mais da metade da desigualdade de renda.

No que se refere ao componente intra-grupos das demais variáveis, uma síntese pode ser observada na tabela a seguir, indicando que a desigualdade intra-grupos vai se reduzindo conforme vão se incluindo mais variáveis explicativas.

Tabela 6 - Síntese da Decomposição do Índice Theil T para Desigualdade Intra-grupos.

Ano	Área	Gênero	Raça	Idade	Educação
1995	0,7422 (98,1%)	0,7027 (92,87%)	0,6653 (87,93%)	0,6457 (85,35%)	0,4209 (55,63%)
2001	0,7474 (94,05%)	0,7244 (91,16%)	0,6934 (87,26%)	0,6617 (83,27%)	0,467 (58,8%)
2007	0,5669 (96,1%)	0,5501 (93,27%)	0,5240 (88,84%)	0,4977 (84,38%)	0,3278 (55,58%)
Média	96,08%	92,43%	88,01%	84,33%	56,67%

Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: Ordem de inclusão das variáveis: (1) Área Urbana, (2) Gênero, (3) Raça, (4) Idade e (5) Educação.

CONCLUSÕES

Este trabalho levanta evidências empíricas sobre a relação entre desigualdade de renda, desenvolvimento econômico e crescimento econômico para o estado do Ceará, através da utilização de modelos teóricos encontrados dentro da literatura, tais como: convergência absoluta, curva de Kuznets e Índice de Theil.

Conforme se pôde observar, há evidência de convergência da taxa de

crescimento da renda per capita dos municípios cearenses. Este fenômeno deve ser interpretado de maneira positiva, pois sugere que os municípios menos desenvolvidos estão “alcançando” os municípios mais desenvolvidos. Uma análise direta dos indicadores socioeconômicos das regiões cearenses também revela que o desenvolvimento parece vir progredindo de maneira uniforme. Deste modo, parece haver indícios de que as disparidades que assolam o Ceará tendem a se reduzir.

Com base na curva de Kuznets, constatou-se que as desigualdades ainda tendem a aumentar até que a renda per capita dos municípios atinjam o valor estimado de R\$ 200,00; a partir daí, nossa análise sugere que haverá uma reversão nesta relação, ou seja, a ampliação da renda per capita tenderia a proporcionar maior equidade.

Analisando os índices de desigualdade de renda para o estado como um todo, esta tendência parece se concretizar, entretanto, quando o foco é o âmbito municipal constata-se, contrariamente à análise estadual, que a concentração de renda vem aumentando. Como de 1991 para 2000 o índice de desigualdade de Theil apresentou um pior desempenho para aproximadamente 80% dos municípios cearenses, torna-se relevante investigar quais as causas que contribuem para o aumento da desigualdade.

Esta investigação foi feita através da decomposição do índice de Theil com base na proposta de Akita (2000). A partir desta análise, foi constatado que a educação é uma variável que influencia fortemente a desigualdade de renda: para os anos de 1995, 2001 e 2007, onde o peso relativo desta variável explica, em média, 27,68% da desigualdade de renda. Já variáveis como raça, gênero, idade e área explicam, cada uma, aproximadamente 3,91% da desigualdade observada. Um fato extremamente relevante, ainda nesta análise, é o de que, ao longo dos anos, a educação vem beneficiando mais o interior do estado do que a região metropolitana no que diz respeito à redução das desigualdades.

BIBLIOGRAFIA

AMARAL FILHO, J. Reestruturação espacial no Ceará. In: REUNIÃO ANUAL DA SBPC, 57, 2005, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Universidade Estadual do Ceará, 2005. 3p.

ARBIA, G.; PIRAS, G. **Convergence in per capita GDP across European regions using data models extended to spatial autocorrelation effects.** Roma, Italy: Institute for Studies and Economic Analyses (ISAE),

2005. 33 p. (Working paper, 51).

BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, I.P. **Crescimento e Desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991)**. Mimeo, 2003

BAR-EL, R. **Reduzindo a pobreza através do desenvolvimento econômico do interior do Ceará**. Fortaleza: Edições Oplance, 2002. 158 p.

BARRETO, F.A.F.D., JORGE NETO, P.M.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**. v.32, n.Especial, p. 842-859, 2001.

BAUMOL, W.J. Productivity, convergence and welfare: what the log-run data show. **American Economic Review**, v. 76, n.5, p. 1072-1085, 1986.

COELHO, A.M.; CORSEUIL, C.H. **Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama**. Rio de Janeiro:IPEA, ago.2002.26p (Texto para discussão,898)

FERREIRA, F. H.G.; LITCHFIEL, J. A. Desigualdade de Pobreza e bem estar no Brasil – 1981/95. In: HENRIGUES, RICARDO (ORG). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio Janeiro: IPEA, 2000.

FILDS,G.S. e JAKUBSON,G.H. **New evidence on the Kuznets curve**. (Mimeo). Cornell University.1994

FISHLOW, ALBERT. Brazilian size distribution of income. **American Economic Review**. v.62, n.2, p.391-402, maio 1972.

FURTADO, C. **Formação econômica do Brasil**. São Paulo: Nacional, 6.ed. 1967.

GREMALD,A.P.;VASCONCELOS,M.A.S.;TONETO JUNIOR,R. **Economia brasileira contemporânea**. 4.ed. São Paulo: Atlas, 2002. 626p.

HOFFMAN, R.; J.B. DUARTE. A distribuição da Renda no Brasil, **Revista de Administração de Empresa**, v.2, p 46-66. 1972

HOFFMAN, R. Distribuição de renda e crescimento econômico. **Estudos Avançados**, v.15, n.41, p.67-76, 2001

HOFFMANN, Rodolfo. **Distribuição de renda medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: Edusp, 1998.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Censo demográfico 1991, 2000: Rio de Janeiro, 2002a.

JACINTO , P.A., TEJADA, C. A. O. **Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico nos Municípios da Região Nordeste do Brasil: O que os dados têm a dizer?** Mimeo, 2004

- LANGONI, C.G. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973
- LOPES, J.L. **Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001**. (Tese de Doutorado). São Paulo: ESALQ/USP, 2004 (mimeo)
- MENDONÇA, R. S. P.; BARROS, R. P.. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro:IPEA, 1995.(Texto para discussão, 377)
- MENEZES, T.; AZZONI, C.R. **Convergência de renda real e nominal entre as regiões metropolitanas brasileiras: uma análise de dados de painel**. Nemesis, 2003. 17 p.
- MONTEIRO NETO, A. **Desigualdades setoriais e crescimento do PIB no Nordeste: uma análise do período 1970/1995**. Brasília: IPEA, 1997. 32 p. (Texto para Discussão, 484).
- OLIVEIRA, C. Crescimento econômico das cidades nordestinas: um enfoque da nova geografia econômica. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza: v.3, 2004.
- PESSOA, S.; FERREIRA, P.C.; OLIVEIRA, L.G. Por que o Brasil não Precisa de Política Industrial. **Ensaio Econômicos**. Rio de Janeiro: EPGE, n. 644, Mar, 2007
- RAMOS, Lauro; REIS, José Guilherme Almeida. **Emprego no Brasil nos anos 90**. (Texto para discussão, 468). Rio de Janeiro: IPEA, 1997
- SILVA, A.M.A.; RESENDE, G.M. **Crescimento econômico comparado dos municípios alagoanos e mineiros: uma análise especial**. Brasília: IPEA, 2006. 31 p. (Texto para discussão, 1162).
- SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI,C.A. **Non-Spatial Public Policies and Regional Income Inequality In Brazil**. VIII Word Conference of the Regional Science Association Internacional. São Paulo: p.17, 2008.
- SHORROCKS, A.F. Inequality decomposition by population subgroups. **Econometrica**, v.52, p.1369-1386, 1984.
- WANG YAN. Melhorando a distribuição de oportunidades. In.: THOMAS, Vinod ET AL. **A qualidade do crescimento**. Tradução Élcio Fernandes. São Paulo: UNESP, 2001. cap. 3 p.51-58.

DETERMINANTES DA MORTALIDADE INFANTIL NO CEARÁ NO PERÍODO 1991-2000: UMA ABORDAGEM EM DADOS EM PAINEL

Carla Conceição de Lima Silva*
Wellington Ribeiro Justo**

RESUMO

A despeito da diminuição da taxa de mortalidade infantil (TMI) no Ceará entre 1991 e 2000 correspondendo uma redução de cerca de 32%, ainda assim, encontrava-se elevada comparada aos padrões internacionais. O objetivo deste artigo é analisar e mensurar os determinantes da TMI. Através de dados em painel foram estimados modelos econométricos com efeito fixo. Os resultados apontaram que as variáveis educacionais e intensidade da pobreza apresentaram maiores impactos na redução da TMI seguidas da taxa de fecundidade e coleta de lixo. Evidencia-se, assim a necessidade de ações conjuntas de políticas públicas nas esferas: federal estadual e municipal para redução deste indicador.

Palavras-Chave: Taxa de Mortalidade Infantil; Dados em Painel, Fatores Socioeconômicos, Ceará.

ABSTRACT

Despite the decline in infant mortality rate (IMR) in Ceará between 1991 and 2000 representing a reduction of 32%, nevertheless, was high compared to international standards. The aim of this paper is to analyze and measure the determinants of IMR. Were estimated econometric models with panel data by Fixed Effects. The results showed that the educational variables and intensity of poverty had greater impact in reducing the IMR followed the fertility rate and garbage collect. It is evident, therefore, the necessity of joint actions of public policies in the spheres: federal, state

* Economista da Universidade Regional do Cariri (URCA).

** Doutor em Economia PIMES/UFPE, Professor do Curso de Economia da URCA e Pesquisador da FUN CAP.

and municipal governments to reduce this indicator. federal, state and municipal governments to reduce this indicator.

Key Words: Infant Mortality Rate, Panel Data, Socioeconomic Factors, Ceará.

INTRODUÇÃO

A qualidade de vida dos seres humanos está diretamente ligada à água, pois ela é utilizada para o funcionamento adequado de seu organismo, higiene das pessoas, preparo de alimentos, limpeza das residências e utensílios. A água usada para abastecimento doméstico deve apresentar características sanitárias e toxicológicas adequadas, deve estar isenta de organismos patogênicos¹ e de substâncias tóxicas, para prevenir danos à saúde da população e favorecer o bem estar das pessoas (RAMIRO, 2007).

A qualidade da água para consumo humano é muito importante para a prevenção e controle de inúmeras doenças infecto-contagiosas, bem como, doenças relacionadas com a ingestão de produtos/substâncias químicas presentes na água seja de forma natural ou introduzida devido a atividades humanas ou ainda conseqüências do processo de tratamento utilizado na potabilização da água (CARMO, 2005).

Em todo o mundo, aproximadamente 1,1 bilhão de pessoas não possuem acesso à água potável e cerca de 2,4 bilhões de pessoas convivem com estruturas de saneamento inadequadas. Como resultado dessas condições precárias de saneamento e acesso à água de qualidade, quase 3,8 milhões de crianças morrem, a cada ano, de doenças de veiculação hídrica, ou seja, aquelas que têm sua transmissão relacionada com a água (BRASIL, 2006).

Grande parte das doenças que ocorrem no Brasil é proveniente da água de qualidade inapropriada para o destino a que são submetidas. As doenças de transmissão hídricas mais comuns são: febre tifóide e paratifóide, cólera, disenteria bacilar e amebiana, esquistossomíase, hepatite infecciosa, giardíase e criptosporidíase. Outras doenças, denominadas de origem hídrica, incluem a metahemoglobinemia, as cáries dentárias, fluorose, saturnismo. Além desses males, existem outros tipos de substâncias tóxicas que podem promover danos à saúde humana por esta-

¹ Os Organismos patogênicos são aqueles que transmitem doenças pela ingestão ou contato com água contaminada como bactérias, vírus, parasitas e protozoários.

rem presente na água devido um tratamento inadequado ou mesmo a falta de tratamento, seja pela ingestão de água contaminada com o agente transmissor seja pelo seu contato com a pele do ser humano (SPERLING,1995).

No Brasil, as doenças transmitidas pela água são responsáveis por mais da metade das internações hospitalares e por quase a metade das mortes de crianças até um ano de idade. Uma das formas de melhorar esses índices é a ampliação dos serviços de saneamento básico (abastecimento de água e esgotamento sanitário) nos municípios do país, pois a poluição, a degradação ambiental, a crescente demanda e o desperdício têm diminuído intensamente a disponibilidade de água limpa.

No país, mais de 90% dos esgotos domésticos e cerca de 70% dos efluentes industriais são lançados diretamente nos corpos de água, sem qualquer tipo de tratamento. Como consequência, os corpos de água das regiões brasileiras mais densamente povoadas encontram-se praticamente “mortos”, sem capacidade de depurarem efluentes (BRASIL, 2006).

Em uma cidade existem diversos tipos de esgotos, com suas características variando em função dos usos da água. Por exemplo, têm-se os esgotos industriais, diferentes para vários tipos de fábricas, os esgotos hospitalares e os esgotos domésticos.

Segundo Costa (2003), os esgotos domésticos ou sanitários contêm cerca de 99,9% de água e apenas 0,1% de sólidos orgânicos e inorgânicos, e têm composição conhecida, com algumas variações, em função das características da cidade, do clima, da situação econômica e dos hábitos da população, entre outros fatores.

Os esgotos domésticos carregam dejetos de origem humana, os quais podem conter microrganismos patogênicos. A matéria orgânica presente nesses esgotos, quando introduzida nos mananciais, provoca o consumo do oxigênio dissolvido na água, com impactos sobre a vida aquática. Os esgotos industriais, além da matéria orgânica, podem conter substâncias químicas tóxicas ao homem e outros animais.

De acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística IBGE (2000), 97,9% dos municípios brasileiros têm serviço de abastecimento de água; 78,6% têm serviço de drenagem urbana, 99,4% têm coleta de lixo e 52,2% dos municípios têm rede coletora de esgotos, sendo este, portanto, o serviço que apresenta a menor taxa de atendimento à população. Dos

47,8% municípios que não têm coleta de esgoto, o Norte é a região com a maior proporção de municípios sem coleta (92,9%), seguido do Centro-Oeste (82,1%), do Sul (61,1%), do Nordeste (57,1%) e do Sudeste (7,1%). Nesses casos, os principais receptores do esgoto *in natura* não coletado são os rios e mares, comprometendo a qualidade da água utilizada para abastecimento, irrigação e recreação.

Com base nos dados fornecidos pelo IBGE (*op. cit*), no Brasil, dos 52,2% dos municípios que têm esgotamento sanitário, 32,0% têm serviço de coleta e 20,2% coletam e tratam o esgoto. Em volume, no país, diariamente, 14,5 milhões m³ de esgoto são coletados, sendo que 5,1 milhões m³ são tratados. Ou seja, de todo o esgoto coletado no país, aproximadamente 65% é lançado sem nenhum tipo de tratamento nos corpos receptores. O Sudeste é a região que tem a maior proporção de municípios com esgoto coletado e tratado (33,1%), seguido do Sul (21,7%), Nordeste (13,3%), Centro-Oeste (12,3%) e Norte (3,6%).

Nos municípios, ainda segundo o IBGE (2000), a desigualdade dos serviços prestados se repete: quanto maior a população do município, maior a proporção de domicílios com serviço de esgoto. Os municípios com mais de 300.000 habitantes têm quase três vezes mais domicílios ligados à rede geral de esgoto do que os domicílios em municípios com população até 20.000 habitantes. Nos extremos, tem-se, por exemplo, a cidade de Baurú, em São Paulo, com uma população de 316.064. Dos 108.677 domicílios existentes, 97.079 (89,33%) estão ligados à rede geral de esgoto. Já o município de Pocrane, em Minas Gerais, a população é de 9.851 e existem 3.509 domicílios, sendo que somente 5 (0,14%) estão ligados à rede geral de esgoto.

A falta de educação, conscientização e interesse da população e do poder público tende a dificultar os esforços no sentido de ordenar o tratamento e a disposição final dos esgotos domésticos. É de grande relevância mostrar as responsabilidades de cada um, propor alterações nas formas de conduta das pessoas, com intuito de estimular a adoção de novos valores em relação ao meio ambiente e a qualidade de vida das pessoas (FÉLIX, 2001).

Mesmo com tantas comprovações existentes sobre o assunto, o modelo de desenvolvimento que o Brasil adotou ao longo dos anos é muito

excludente e concentrador de renda, dos recursos e serviços, em determinadas regiões e estratos sociais. O resultado dessas políticas pode ser visualizado a partir da variável mortalidade infantil que aponta para os riscos de morte entre crianças menores de cinco anos que varia sensivelmente segundo a qualidade de vida no que se refere à nutrição, abastecimento de água e esgotamento sanitário, assim como a serviços de saúde (IBGE, 1999).

No entanto, as moderadas quedas da mortalidade infantil no período recente levam a entender melhor as causas deste declínio. Segundo informações sobre a renda da PNAD -96,² 58% da população economicamente ativa (PEA) brasileira ganhava menos de dois salários mínimos, subindo a 79% no Nordeste e baixando para 46% no Sudeste. Entretanto, apenas 1% da PEA nordestina que ganhava mais de 20 salários mínimos se apropriava de mais de 15% do total da renda da região. No Sudeste, a repartição da renda, embora bastante desigual, não chega a essa situação crítica como a existente no Nordeste. Por isso, uma parcela significativa da pobreza no Brasil está concentrada no Nordeste, o que aliado à ausência de outros serviços básicos, é um obstáculo importante às reduções mais efetivas nos níveis de mortalidade na região (IBGE, *op. cit.*).

A educação tem sido a variável chave na obtenção de quedas consistentes na mortalidade infantil, em qualquer lugar do mundo, pois, quanto maior a percepção, por parte das mulheres mais instruídas, nos cuidados com seus filhos, no acesso aos serviços básicos de saúde, menores são os índices de mortalidade infantil, porém, em regiões como o Nordeste brasileiro onde existem níveis elevados de analfabetismo esse fato repercute nos índices de mortalidade infantil. No Nordeste mais de 35% das mulheres entre 15 e 49 anos são consideradas analfabetas funcionais (menos de três anos de escolaridade) enquanto, no Sudeste, esta cifra situa-se em torno de 15%.

Esses altos níveis de analfabetismo no Nordeste estão sendo refletidos nos altos índices de mortalidade infantil que podem ser exemplificados quando analisa a situação do saneamento nessa região, por exemplo, no estado do Ceará que em 2005 atingiu a marca de 91,5% para a taxa urbana de abastecimento de água, teve um crescimento mínimo de apenas 2,23% em relação ao ano de 2004, onde registrou um valor de 89,50%. Esse aumento ocorreu devido à utilização de políticas que tinham com

² Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

objetivo ampliar o fornecimento de água, visando melhorar a qualidade de vida da população e o combate às doenças de veiculação hídrica e por consequência uma redução no índice de mortalidade infantil (IPECE, 2008).

Ainda segundo o IPECE (2008), à taxa de cobertura urbana do esgotamento sanitário o crescimento relativo foi de 45,28%, onde se tinha no ano de 2004 um percentual igual a 25,40% passando para 36,90% no ano de 2005, revelando uma pequena melhora. No entanto, apesar do crescimento, a taxa de cobertura de esgotamento sanitário ainda é ainda muito baixa, necessitando assim de um maior aprofundamento das políticas de expansão da rede de coleta de esgotos no estado no intuito de aumentar o percentual de cobertura trazendo desta forma benefícios para a população nas áreas de saúde, saneamento e meio-ambiente.

A partir das informações apresentadas pode-se entender melhor a situação atual da TMI e os determinantes em todo o país e mais especificamente no estado do Ceará que será o foco deste artigo.

Trabalhos como Mendonça e Seroa da Mota (2005), Irffi et all (2008) entre outros têm mostrado resultados a respeito dos determinantes da mortalidade infantil no Brasil e no Ceará. Ainda assim, esse trabalho vem a contribuir com a literatura ao incluir na análise outras variáveis que explicam a TMI, assim como discutir e aprofundar as discussões e apontar possíveis falhas de interpretação nos modelos econométricos estimados na literatura.

Dentro desta perspectiva o presente artigo tem como objetivo Mensurar os determinantes socioeconômicos da mortalidade infantil no estado do Ceará no Período 1991-2000.

O artigo está dividido em mais três seções além desta introdução. Na segunda seção apresenta-se a metodologia, dados e as variáveis e uma breve revisão da literatura. Na terceira seção são apontadas as evidências iniciais e os resultados das estimações dos modelos econométricos. Finalmente a ultima seção traz as considerações finais.

2. METODOLOGIA

2.1 Revisão de literatura

A complexidade e as exigências da vida, nos tempos modernos, estão cada vez mais afetando de forma direta os seres que habitam o planeta, bem como propiciando a redução descontrolada dos recursos naturais existentes. O uso irregular dos recursos hídricos, a sua contaminação e poluição por fatores externos (lançamento de dejetos humanos, industriais, agro-químicos, etc.) vêm de forma gradativa degradando a qualidade das águas, tendo como principal consequência à disseminação de doenças de veiculação hídrica (IBAMA, 2004).

Para Carmo (2005), o setor de saneamento é um dos principais usuários da água, cujo principal insumo é a água bruta (21% da demanda de água no país). Esta utilização reveste-se de uma particularidade importante, na medida em que implica em mudança substantiva na qualidade das águas utilizadas. No Brasil, o setor capta água bruta e devolve para os corpos hídricos, esgotos sanitários e, na grande maioria dos casos, sem qualquer tipo de tratamento, o que se constitui no principal fator de poluição dos rios nacionais, sobretudo aqueles que drenam as áreas urbanas brasileiras de maior densidade populacional. Por isso, os serviços de saneamento são essenciais à vida, com fortes impactos sobre a saúde da população e o meio ambiente. Partindo do princípio de que o saneamento é um importante aliado na melhoria da qualidade de vida do indivíduo.

Boa parte da população brasileira reside em locais onde as condições de saneamento são precárias ou inexistentes. Devido à falta de saneamento e condições mínimas de higiene, a população fica sujeita a diversos tipos de enfermidades. No Brasil são verificados altos índices de internações hospitalares pela carência de saneamento, em particular nas regiões Norte e Nordeste. O problema de saúde mais comum associada à água poluída por esgotos é a gastroenterite, que pode apresentar vários sintomas como enjôo, vômitos, dores de estômago, diarreia e febre, e podem levar o indivíduo, principalmente as crianças, à desidratação (MENDONÇA, 2004).

Todos esses fatores nocivos repercutem sobre a saúde da população, causando diminuição da produtividade do trabalho, o que por sua vez gera perda no produto da economia. Além disso, observa-se que a parcela da população sujeita à falta de saneamento reside em locais impróprios para

habitação, como nas encostas dos morros e nas margens dos rios. Isso traz como consequência, em princípio, a deterioração das áreas de floresta urbana e a poluição dos rios, que também se traduzem em perdas econômicas, com um valor mínimo dado pelo custo de reposição das condições anteriores à referida degradação.

Para se ter uma gestão governamental eficiente e eficaz é importante investigar que fatores determinam a demanda por saneamento, pois não é suficiente ampliar a oferta de serviços a menos que os agentes econômicos apreciem os reais benefícios relacionados a esta expansão.

Por exemplo, um lugar onde o nível de escolaridade seja baixo e o governo decide em primeiro lugar ampliar a oferta de saneamento é possível que os agentes não respondam de modo pleno as novas formas de coleta e tratamento dos esgotos continuando a utilizar as mesmas formas precárias ou mesmo pelo fato que os agentes ainda estejam muito ligados a fatores de herança familiar. Neste caso, as políticas de saneamento adequadas deveriam envolver a educação ambiental num primeiro estágio. Diferentemente, no caso onde a renda seja uma variável fundamental, políticas como redistribuição de renda, ou ainda o simples aumento dos serviços poderiam alcançar os objetivos desejados. Assim, conhecendo os determinantes da demanda, é possível minimizar o custo de expansão dos serviços de saneamento, assegurando ao mesmo tempo sua eficácia.

Apesar do aumento significativo verificado na oferta dos serviços nas últimas décadas, persiste uma demanda da população que ainda não estão sendo atendido, especialmente nos extratos sociais de renda mais baixa, localizados nas periferias de grandes cidades, nos menores municípios, nas pequenas localidades e na área rural.

É de conhecimento geral que o nível de sobrevivência humana em qualquer idade encontra-se fortemente associado a fatores socioeconômicos, ambientais e culturais em função da repercussão causada por eles nas condições de vida da população. Sabe-se também que são exatamente os grupos etários infantis os mais afetados por essas repercussões (FORMIGA, 2002).

Nos estudos de mortalidade infantil segundo fatores socioeconômicos, é necessário definir, inicialmente, os fatores a serem considerados. Pode-se observar que os mais comuns são renda e educação, mas outras variáveis disponíveis podem ser também utilizadas. Saad (1984),

por exemplo, em estudo para estimar o peso de fatores socioeconômicos sobre a mortalidade infantil para o estado de São Paulo, trabalhou com três variáveis: a renda familiar, a educação da mãe e as instalações sanitárias. A opção pela renda familiar fundamenta-se no fato de ela apresentar uma relação direta com a sobrevivência da criança. A educação da mãe, por sua vez, é uma das mais utilizadas em estudos dessa natureza e estaria refletindo o acesso diferencial à educação nos diferentes estratos sociais. As instalações sanitárias traduzem a qualidade do consumo coletivo de serviços públicos.

Wood e Carvalho (1994) traduzem a relação entre escolaridade e mortalidade da seguinte forma: A mortalidade está inversamente ligada à alfabetização e ao número de anos de escolaridade. Esta relação é especialmente forte entre a educação da mãe e a probabilidade de que seus filhos sobrevivam até o quinto aniversário.

Dessas colocações reforçam a idéia da grande inter-relação existente entre os fatores socioeconômicos, evidenciando que melhores níveis educacionais encontram-se invariavelmente associados a melhores níveis de renda e maior acesso aos serviços públicos coletivos como saúde e saneamento. Destaca-se, sobretudo, a importância da educação materna para a sobrevivência da criança, uma vez que um maior nível de escolaridade da mãe permite uma melhor compreensão da importância dos hábitos de higiene, bem como uma melhor compreensão das orientações médicas com vistas à saúde infantil.

Essas são evidências que, até hoje, continuam presentes na realidade brasileira, sendo até mais realçadas em regiões como a Norte e a Nordeste, pelas grandes disparidades sociais existentes no país, marcado por grande desigualdade na distribuição de renda e diferenciado acesso aos recursos de saúde, saneamento e educação.

O Brasil sendo um dos participantes da Declaração do Milênio, promovida pela Organização das Nações Unidas, que trata dos Objetivos do Milênio, possui um conjunto de metas em diferentes áreas do desenvolvimento humano, como redução da pobreza e erradicação da fome, que devem ser alcançadas até 2015. Com este foco, Araujo Jr, Gomes e Salvato (2006) investigaram se existe alguma externalidade positiva entre as diferentes metas. Mais precisamente, eles investigam em que medida o aumento da educação, uma das metas, pode contribuir para o alcance de

outras metas: redução da pobreza e diminuição das disparidades social. Após as estimações dos determinantes da mortalidade infantil, estenderam essa análise questionando que medidas de educação gerarão reduções da mortalidade infantil, até o ano de 2015.

Para Christiaensen e Alderman (2004), explicam da seguinte forma: De um modo geral, o nível educacional da mãe é um fator crucial em qualquer política pública na obtenção de resultados positivos de combate ao problema de má nutrição, devido a três aspectos: educação formal transfere conhecimentos sobre saúde para a mãe, a educação adquirida aumenta as chances da mãe realizar diagnóstico e os tratamentos, o maior contato com a educação formal pode tornar a mãe mais receptiva quanto a técnicas modernas da medicina. Além disso, existem evidências de que o uso de práticas simples de higiene nas residências é uma importante ferramenta no combate a mortalidade infantil, podendo servir como uma medida paliativa da pobreza e da baixa educação da mãe (GOMES, 2006).

Para Carvalho e Sawyer (1978), dentre os indicadores de qualidade de vida de uma população, os índices de mortalidade, particularmente os da mortalidade infantil, são amplamente utilizados para estudar os efeitos das variações socioeconômicas sobre a população.

Em diferentes sociedades e ao longo de décadas o direito à vida e à saúde das crianças vem sendo considerado um direito básico. A mobilização social em busca da redução das taxas de mortalidade infantil (TMI) tem sido um fator preponderante no fortalecimento das ações de saúde pública, promovendo políticas de saneamento, programas de nutrição, de assistência e promoção de saúde.

Segundo a Organização Pan-americana de Saúde (OPAS), a América Latina e o Caribe apresentaram avanços significativos nos principais indicadores de saúde na última década, incluindo saúde infantil. Entretanto, quando são analisados os indicadores segundo as regiões ou os países, identificam-se desigualdades marcantes entre as nações e mesmo dentro de seus espaços geográficos. Além disso, a desigualdade entre estratos sociais em muitos casos aumentou (BOING, 2006).

Quando se trata da saúde infantil, também a proporção de nascidos vivos com baixo peso (NBP) assume importância significativa. Segundo Luz et al (1998), o estado de saúde de uma criança ao nascer é um fator determinante de maior chance de sobrevivência e qualidade de vida

dessa criança. Os recém-nascidos de baixo peso {menos que dois quilos e quinhentos gramas (<2500 g)} apresentam maiores risco de morrer ou adoecer no primeiro ano de vida, estão em grande risco de sofrer diversos agravos (como doenças infecciosas e infecções respiratórias) e de apresentar demora no crescimento e no desenvolvimento.

Por isso, o baixo peso ao nascer e a mortalidade infantil têm sido alvo de diversas investigações epidemiológicas com o objetivo de identificar os seus fatores associados (tais como aspectos demográficos, socioeconômicos e de serviços de saúde) permitindo intervenções que possam reduzir ou evitar a morte dos mesmos. Esses estudos são importantes para os países em desenvolvimento onde pesquisas mostram que existe um número elevado de óbitos infantis relacionados com o baixo peso da criança.

A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) representa um dos indicadores mais utilizados para analisar a situação de saúde de um país. Classicamente ela é contabilizada em dois períodos: o neonatal, que estima o risco de óbito nos primeiros 27 dias de vida e o pós-neonatal, que estima o risco de óbito entre 28 dias de vida até o final do primeiro ano de vida. Enquanto a mortalidade neonatal está intrinsecamente relacionada às condições de gestação, do parto e da própria integridade física da criança, a mortalidade pós-neonatal está mais associada às condições socioeconômicas e do meio ambiente, com predomínio das causas infecciosas.

Em ambos os casos, uma importante parcela da mortalidade infantil está atribuída aos serviços de saúde. Admite-se que medidas sanitárias adequadas e serviços de saúde acessíveis e de boa qualidade podem atuar positivamente na redução da mortalidade infantil. Apesar das condições de vida desfavoráveis, a mortalidade infantil em geral (neonatal e pós-neonatal) tem apresentado tendência decrescente nas últimas décadas, no Brasil e em todo o mundo.

2.2 MATERIAL E MÉTODO

2.2.1 Base de dados e descrição das variáveis

A partir do Atlas de Desenvolvimento Humano da PNUD, IPEA, Ministério da Saúde e Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda serão utilizadas informações econômicas, demográficas, educacionais, de infra-estrutura e saúde para os municípios cearenses referente

aos anos de 1991 e 2000 que serão utilizadas como determinantes da TMI no Ceará. Deste modo, ter-se-á uma base de dados combinada entre informações do tipo *cross-section* e série temporal, também conhecida como dados em painel.

As variáveis de saneamento serão divididas em três partes: Serviços de abastecimento de água, esgotamento sanitário e tratamento do lixo. Será utilizado como variáveis representativas os percentuais da população atendida por condições adequadas de abastecimento de água (AGUA), esgotamento sanitário (ESGOTO) e coleta do lixo (LIXO).

As variáveis que permitem captar influências externas sobre a redução da mortalidade infantil não diretamente associadas ao saneamento seriam: escolaridade da mãe de 25 anos ou mais (ESCLM25), população rural (POPRURAL), despesas com saúde (DESPS), medida de intensidade da pobreza (INTPOB), analfabetismo feminino (ANALFFEM) e o número de leitos da rede hospitalar (LEITOS) e a taxa de fecundidade (TXFE-CUND). Na Tabela 1 são apresentadas as variáveis que serão utilizadas bem como o sinal esperado.

Sabe-se, através de estudos que existe uma forte relação entre anos de estudos e renda, quanto maior o tempo em que às pessoas se dedicam aos estudos melhores serão as suas rendas, pois as pessoas se tornariam bem mais qualificadas para ingressar no mercado de trabalho e por isso conseguiriam melhores salários (SACHSIDA, LOUREIRO E MENDONÇA, 2004) e que a existência de condições adequadas de saneamento está fortemente ligada à renda do indivíduo (MENDONÇA *et alii*, 2004). Logo, despesas com saúde e número de leitos hospitalares vão depender da renda que existe em cada município cearense.

Será utilizada a média da escolaridade das pessoas com 25 anos ou mais (ESCLM25) como *proxy* para a escolaridade da mãe de pelo fato de a criança estar necessariamente atrelada aos cuidados da mãe. Porém, tendo em vista o fenômeno mais recente do aumento de casos de gravidez em adolescentes, seria mais correto utilizar a escolaridade da mulher para idade a partir dos 15 anos (CASTRO, ABRAMOVAY E SILVA, 2004).

Tabela 1 - Descrição das Variáveis e Sinal Esperado

Variável	Descrição	Sinal Esperado
TMI	Taxa de Mortalidade Infantil	Variável Dependente
ESGOTO	População atendida por esgotamento sanitário	(-)
INTPOB	Medida do grau de intensidade da pobreza	(+)
ANALFFEM	Analfabetismo feminino	(+)
DESPS	Despesas Municipais com saúde	(-)
COLDELIXO	População atendida por tratamento do lixo	(-)
ÁGUA	População atendida por condições adequadas de água	(-)
ESCLM25	Escolaridade da mãe de 25 anos ou mais	(-)
LEITOS	Número de leitos na rede hospitalar	(-)
TXFECUND	Taxa de Fecundidade	(+)
POPRURAL	População Rural	(+)

Fonte: Mendonça e Seroa da Mota (2005), Atlas de Desenvolvimento Humano da PNUD (2003) e IPEADATA. Elaboração dos autores.

Outra variável associada à escolaridade utilizada é a taxa de analfabetismo da mãe. Neste caso, também pela não disponibilidade destas informações será utilizada como proxy a taxa de analfabetismo feminino (ANALFFEM).

Para captar o efeito das despesas com saúde será utilizada despesas com saúde disponibilizada pelo IPEADATA. Como esta base de dados não tem informações sobre todos os municípios foi eliminada do painel os municípios sem esta informação.³

Em relação aos leitos, estes se referem ao número de leitos em estabelecimentos de saúde ativos tanto público como privado (MENDONÇA, 2005). Aqui, assim como as informações das despesas com saúde, as informações disponíveis para o período em estudo não contemplam informações sobre todos os municípios do Estado do Ceará.

As informações de saneamento são oriundas do IPEA e as variáveis socioeconômicas são oriundas do Atlas de Desenvolvimento Humano da PNUD (2003). O número de leitos foi obtido do Ministério da Saúde. Por fim, os gastos municipais com saúde têm como fonte a Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda.

³ Ficaram então 292 observações.

2.2.2 Modelo econométrico

O modelo será estimado com base na estrutura de painéis com dados municipais do estado do Ceará para o período de 1991 a 2000, segundo Mendonça (2005) sendo expresso da seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha + \beta S_{it} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Onde $\varepsilon_{it} = \alpha_i + \mu_{it}$

Y_{it} significa a taxa de mortalidade por doenças relacionadas às condições inadequadas de saneamento para os municípios cearenses i no ano t , S_{it} representa um vetor de variáveis ligadas ao saneamento e X_{it} é o vetor de variáveis do modelo não associadas ao saneamento. Como pode ser observado numa estrutura básica do modelo de dados em painéis, o distúrbio ε_{it} é formado por dois componentes, α_i é o termo estocástico inerente às unidades individuais, de forma que $\alpha_i \sim (0, \sigma_\alpha^2)$ que se denomina efeito individual, ao passo que μ_{it} é um distúrbio estocástico, tal que $\mu_{it} \sim (0, \sigma_{\mu}^2)$. Além disso, tem-se ainda $E[u_{it} \alpha_i] = 0$ e $E[\mu_{it} \alpha_i] = 0$.

O termo ε_{it} representa o erro, se u_{it} for um ruído branco, a equação (1) poderá ser estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Neste caso, o erro apresenta um termo adicional α_i que representa o efeito particular de cada município (i), constante ao longo do tempo (t).

O efeito individual α_i , próprio das unidades, pode ser ou não correlacionado com o vetor de variáveis explicativas x_{it} . A existência de correlação entre o efeito individual e os regressores pode ser detectada por meio da aplicação do teste de Hausman (GREENE, 1993), cuja hipótese nula é de não-correlação entre α_i e as variáveis explicativas do modelo. No caso de haver correlação, a estimação deve ser feita a partir do estimador de efeito fixo (LSDV),⁴ do contrário o estimador de efeito aleatório é o mais apropriado (HSIAO, 2003).

Paralelamente, será aplicado um modelo simples de mínimos quadrados ordinários (MQO) em *pooling* para todos os anos usando a mesma identificação anterior no caso de painéis para comparação dos resultados e a comprovação ou não da robustez do modelo.

A variável dependente Y_{it} é a taxa de mortalidade infantil definida como a razão entre o número de casos de mortes sobre a população residente, referentes a crianças menores de cinco anos que será a população foco do trabalho.

⁴ Least Square Dummy Variable

Também será realizado o teste de White para verificar a presença de Heteroscedasticidade (hipótese nula), e se isso ocorre é preciso utilizar a matriz de correção dos erros-padrão para que os mesmos não sejam subestimados. Paralelamente serão verificados possíveis problemas de multicolinearidade através dos procedimentos padrões recomendados na literatura como análise da matriz de correlação e do teste de VIF.⁵

3. RESULTADOS E DISCUSSÕES

3.1 Análise Descritiva e Evidências Iniciais

A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) informa o número de mortes de crianças menores de 5 anos, em cada grupo de mil nascidas vivas. É o índice dos óbitos neonatais, ou seja, de bebês com até 27 dias, e pós-neonatais, de bebês entre 28 dias e 12 meses e de crianças entre 1 e 5 anos, em determinado município e período de tempo. Mais do que um indicador de saúde, é um indicador sócio-econômico que reflete as condições de vida de uma região.

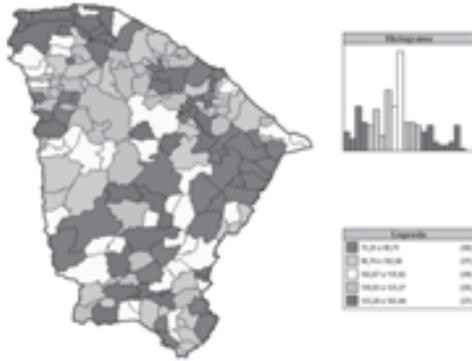
As causas da mortalidade infantil podem ser de ordem biológica, sócio-econômica e sócio-ambiental. Questões como ausência de serviços básicos de saneamento e saúde especialmente no atendimento pré-natal e a assistência ao parto e pós-parto contribuem decisivamente para o aumento da TMI nos municípios e demonstram a falta de políticas públicas que promovam o direito à sobrevivência e ao desenvolvimento integral das crianças.

Concentração de renda, baixa escolaridade dos pais, condições de saneamento, também determinam o aumento da mortalidade infantil. Todas essas variáveis necessitam de atenção e intervenção governamental, nas esferas federal, estadual e municipal através de políticas públicas.

Os gráficos 1 e 2 mostram a distribuição espacial das taxas de Mortalidade Infantil nos municípios do estado do Ceará período - 1991 e 2000.

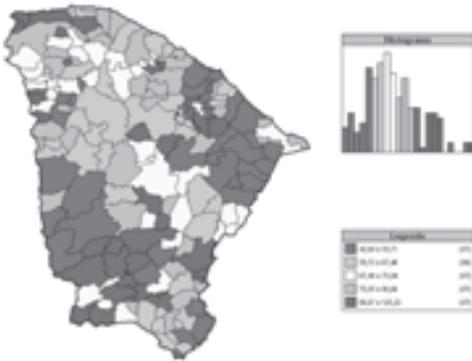
.....
⁵ Variance-inflating factor. Esta estatística calcula o impacto sobre a variância de cada variável decorrente das correlações advindas da presença dos outros regressores [Judge et alii (1982)].

**Gráfico 1 - Mortalidade até Cinco Anos de Idade - 1991
Municípios do Estado do Ceará**



Fonte: PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 2003.

**Gráfico 2 - Mortalidade até Cinco Anos de Idade - 2000
Municípios do Estado do Ceará**



Fonte: PNUD, Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 2003.

A Tabela 2 apresenta as dez menores e maiores TMIs dos municípios cearenses nos períodos de 1991 e 2000.

As maiores taxas de TMI no ano de 1991 foram verificadas em Baixo e Umari. A menor se refere à Fortaleza. No ano de 2000 a maior TMI foi verificada em Croatá e a menor, com mesmo índice em Limoeiro do Norte, São João do Jaguaribe e Russas.

**Tabela 2 - Taxa de Mortalidade Infantil
nos Municípios Cearenses – Período: 1991 e 2000**

1991				2001			
Menores		Maiores		Menores		Maiores	
Município	Valor	Município	Valor	Município	Valor	Município	Valor
Fortaleza	73,25	Baixio	163,44	L. do Norte	42,68	Croatá	125,22
L.do Norte	74,75	Umari	163,44	S.J.Jaguaribe	42,68	Umari	123,17
M. Nova	75,27	Choró	152,50	Russas	42,68	Baixio	123,17
Barbalha	75,61	Alcântaras	150,99	T. do Norte	43,31	Chaval	119,63
Itapipoca	75,93	Umirim	149,23	Pacoti	44,88	Barroquinha	119,63
Alto Santo	76,24	Saboeiro	149,23	Reriutaba	46,72	Choró	108,16
Mulungu	79,44	Bela Cruz	149,29	Varjota	46,72	Altaneira	108,16
Palmácia	79,44	Barroquinha	149,29	Ipú	46,72	Umirim	100,19
Guaiúba	79,79	Altaneira	149,29	Pacatuba	47,94	Jucás	100,19
Macaranaú	80,67	Chaval	149,29	Caucaia	48,22	Tarrafas	100,19

Fonte: PNUD:Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003). Elaboração dos autores.

Apenas Limoeiro do Norte que se encontrava em 1991 como um dos dez municípios como a menor TMI no estado permaneceu em 2000, mesmo em colocação diferente, contudo, os demais foram substituídos por outros municípios. Fortaleza que em 1991 tinha a menor TMI não aparece em 2000.

Alcântaras, Saboeiro e Bela Cruz que se encontravam entre os dez municípios com a maior taxa de TMI em 1991 saíram em 2000 e em seus lugares não nas mesmas colocações entraram Croatá, Jucás e Tarrafas.

Houve uma redução de 41,73% na TMI de 2000 em relação a 1991 quando se compara os dois municípios que apresentaram a menor taxa.

A média da TMI em crianças de até cinco anos de idade em 1991 no Brasil foi 67,23, em relação ao Nordeste esse valor é um bem maior 110,93 e no Ceará foi diagnosticado um valor inferior quando comparado ao Nordeste 108,63, já em 2000 houve uma redução nas três referências: no Brasil a média foi 44,72, no Nordeste 79,40 e no Ceará 73,82.

No estado do Ceará, 63 crianças, em cada 1.000 nascidas em 1991, morriam antes de completar 1 ano de vida. Em 2000 o quadro melhorou, 41 crianças morriam em cada 1.000 nascidas. Assim, a mortalidade infantil na faixa até um ano de idade caiu 34,4%, e na faixa até 5 anos de idade caiu 33,1%, uma situação bastante semelhante àquela do Brasil e do Nordeste. (FORTALEZA, 2004).

Em relação ao saneamento, nove em cada dez brasileiros já recebem água encanada em suas residências, porém, quase metade da população continua sem acesso à coleta de esgotos, devido a vários fatores como, por exemplo: Não há rede coletora em todos os bairros para receber os esgotos das residências e encaminhá-lo ao local adequado (Sistema de Tratamento de Esgoto), as paredes das casas não são duráveis, o banheiro é coletivo, os domicílios estão em favelas, há irregularidade fundiária ou adensamento excessivo, ou seja, muita gente utilizando a mesma casa (IPEA, 2008).

A Tabela 3 mostra o ranking dos 10 municípios cearenses com melhor taxa de domicílios com banheiro e água encanada nos anos de 1991 e 2000 e os 10 em pior situação.

Dos dez municípios que estiveram presentes em 1991 como o menor índice de domicílios com banheiro e água encanada no estado do Ceará cerca de 70% foram substituídos por outros em 2000. Os únicos a permanecerem foram Ocara, Choró e Itatira mesmo que em colocações diferentes.

Tabela 3 - Pessoas que Vivem em Domicílios com Banheiro e Água Encanada nos Municípios Cearenses - Período 1991 e 2000

1991				2000			
Menores		Maiores		Menores		Maiores	
Município	Valor	Município	Valor	Município	Valor	Município	Valor
Ipaporanga	0,14	Fortaleza	68,64	Salitre	1,07	Fortaleza	84,03
Quiterianópolis	0,35	J. do Norte	66,51	Ocara	1,68	J. do Norte	73,37
Ocara	0,91	Pacatuba	65,51	Itarema	2,88	Maracanaú	71,45
D. I. Pinheiro	0,93	Maracanaú	59,37	N. Oriente	4,39	Pacatuba	67,20
Ibaretama	1,07	Crato	49,56	Graça	7,25	Sobral	64,26
Ararendá	1,21	Sobral	48,36	Capistrano	7,92	Crato	62,77
Choró	1,46	Iguatu	44,84	Tejuçuoca	8,74	L.do Norte	59,53
Itatira	1,86	Caucaia	44,57	Choró	9,55	Iguatu	59,39
Tururu	1,90	Barbalha	42,97	Chaval	9,82	Caucaia	54,93
Alcântara	1,94	L. do Norte	40,58	Itatira	9,86	N. Russas	51,45

Fonte: PNUD:Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003). Elaboração dos autores.

Cerca de 90% dos dez municípios cearenses que em 1991 possuíam o maior número de domicílios com banheiro e água encanada constavam em 2000 pelos mesmos motivos, mesmo que alguns em posições diferentes, somente Barbalha que estava presente em 1991 foi substituída em 2000 por Nova Russas.

Em todos os municípios cearenses citados na Tabela 3, houve um crescimento na quantidade de domicílios com banheiro e água encanada de 1991 para 2000, por exemplo, Fortaleza que se manteve em primeiro lugar tanto em 1991 como em 2000, atingiu um crescimento de 22,42%.

Nos estudos comparativos para os anos de 1991 e 2000 observou-se um crescimento no percentual de domicílios que possuíam banheiro e água encanada no estado, aumentando o percentual de 37,13% em 1991 para 50,96% no ano 2000 (IPECE, 2009).

No que se refere ao crescimento populacional no Ceará, houve um declínio nos últimos anos, dado que no período 1940/1950 o estado registrava uma taxa de crescimento populacional da ordem de 2,6% anual. Com o passar dos anos esta taxa declinou chegando a 1,70% na década 1980/1991, manteve-se praticamente no mesmo nível na década seguinte, haja vista que no período 1991/2000 registrou-se uma taxa de 1,73% (IPECE, 2009).

A Tabela 4 mostra as dez menores e maiores taxas de alfabetização dos municípios cearenses nos anos de 1991 e 2000. A mesma tabela mostra também, que 70% dos dez municípios cearenses que possuem a menor taxa de alfabetização em 1991 estiveram presentes em 2000 mesmo que em classificações variadas, porém, General Sampaio, Choró e Viçosa do Ceará que estavam presentes em 1991 foram substituídos em 2000 por Saboeiro, Potengi e Itatira, só que em colocações diferentes.

Fortaleza, Maracanaú, Pacatuba, Caucaia e Crato são os municípios cearenses que possuem a maior taxa de alfabetização tanto em 1991 como em 2000 e ocupam as mesmas posições, entretanto, Limoeiro do Norte, Maranguape e Juazeiro do Norte que estiveram presentes tanto em 1991 como em 2000 mudaram suas classificações de um ano para o outro e os municípios de Barbalha e Russas que estiveram presentes em 1991 e foram substituídos por Eusébio e Itaitinga em 2000, no entanto em posições diferentes.

**Tabela 4 - Taxa de Alfabetização nos Municípios Cearenses
Período 1991 e 2000**

1991				2000			
Menores		Maiores		Menores		Maiores	
Município	Valor	Município	Valor	Município	Valor	Município	Valor
Salitre	31,48	Fortaleza	83,25	Granja	48,18	Fortaleza	88,8
Barroquinha	33,57	Maracanaú	77,58	Salitre	48,44	Maracanaú	85,02
Granja	36,52	Pacatuba	75,26	Saboeiro	52,4	Pacatuba	72,66
Graça	36,74	Caucaia	71,57	Graça	52,51	Caucaia	81,02
G. Sampaio	37,17	Crato	67,4	Barroquinha	52,65	Crato	77,09
Choró	37,43	L. do Norte	65,86	Potengi	52,71	Maranguape	76,25
Saboeiro	37,69	Maranguape	65,28	N. Horizonte	52,91	Eusébio	76,16
Poranga	38,03	J. do Norte	63,66	Itatira	53,64	J. do Norte	75,05
V. Ceará	38,79	Barbalha	63,49	P. Branca	53,64	Itaitinga	74,9
P. Branca	40,31	Russas	63,34	Poranga	53,84	L. do Norte	74,29

Fonte: PNUD: Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003). Elaboração dos autores.

Houve um aumento na taxa de alfabetização em quase todos os municípios cearenses apresentados na Tabela 5 de 1991 para 2000, somente o município de Pacatuba teve uma redução de um ano para o outro de 3,45% entre os classificados na referida tabela.

A taxa de alfabetização do Brasil em 1991 era de 68,84 %, o Nordeste 50,18% e no Ceará com um valor superior ao Nordeste 50,34%. Em 2000, no entanto, houve elevação da taxa de alfabetização atingindo 78,23% no Brasil, 64,32% no Nordeste e 63,44% no Ceará. Portanto, crescendo menos no Ceará que no nordeste.

Na última década, o Ceará registrou um aumento na taxa de escolarização das crianças com idade entre 7 e 14 anos, que passou de 80,8% para 95%, atingindo, em 2001, o patamar de 98%. Ainda em relação à melhoria do acesso à educação, destacam-se programas como Alfabetização Solidária, executados em parceria com o Governo Federal e a iniciativa privada, os quais possibilitaram a alfabetização de 800 mil adultos entre os anos de 1991 e 2000 (IPECE, 2009).

Já em relação ao analfabetismo no país, o Nordeste ainda precisa de atenção dos poderes públicos, já que 34% da população com mais de 6 anos nunca foi a uma escola ou recebeu menos de um ano de educação, 55% atingiu algum nível do primeiro grau e 10% terminou alguma série do secundário ou ensino superior (MEC, 2009).

Segundo o ministério da educação um em cada oito jovens da região Nordeste é analfabeto e a taxa de analfabetismo de jovens de 15 a 29 anos no Nordeste é de 12,5% nas demais regiões, a média é de 2,6% (BRASIL, 2007).

De acordo com o Censo 2000, o estado do Ceará tem uma taxa de analfabetismo de 26,54%. Ao todo, 1.310.778 habitantes com 15 anos ou mais são analfabetos.

A Tabela 5 apresenta as dez menores e maiores taxas de analfabetismo feminino dos municípios cearenses nos anos de 1991 e 2000.

Cerca de 60% dos municípios apresentados na Tabela 5 que possuíam a menor taxa de analfabetismo feminino em 1991 permaneceu em 2000, só que em classificações diferentes, as exceções foram Limoeiro do Norte, Crato, Jaguaribara e Juazeiro do Norte que estiveram presentes em 1991 e foram substituídos em 2000 por Pacatuba, Itaiçaba, Eusébio e Sonolópoles, porém, em classificações variadas.

Dos municípios cearenses que apresentaram a maior taxa de analfabetismo feminino em 1991, 60% não estão presentes em 2000, as exceções foram Salitre, Barroquinha, Granja e Graça que aparecem tanto em 1991 como em 2000, mesmo que em colocações diferentes.

Fortaleza que em 1991 estava em primeiro lugar como município com o menor índice de analfabetismo feminino continuou em primeiro lugar em 2000, porém, houve uma redução significativa neste período de 63,08%.

**Tabela 5 - Analfabetismo Feminino nos Municípios Cearenses
Período 1991 e 2000**

1991				2000			
Menores		Maiores		Menores		Maiores	
Município	Valor	Município	Valor	Município	Valor	Município	Valor
Fortaleza	30,66	Cruz	90,73	Fortaleza	11,32	Granja	27,93
Maracanaú	40,17	N. Russas	79,25	Maracanaú	13,39	Barroquinha	25,76
L. do Norte	44,78	Salitre	78,65	Pacatuba	14,71	Frecheirinha	25,74
Crato	44,51	S. Quitéria	78,45	S.J. Jaguaribe	14,74	Salitre	25,73
S.J. Jaguaribe	44,56	Barroquinha	75,25	Caucaia	15,25	Potengi	25,65
Caucaia	45,11	Pacatuba	74,73	Russas	15,66	Croatá	25,60
Jaguaribara	46,42	Uruoca	74,42	Itaiçaba	15,74	Graça	25,51
Russas	47,98	Granja	73,53	Maranguape	16,00	Massapê	25,32
J. do Norte	48,11	Graça	73,09	Eusébio	16,10	Poranga	25,13
Maranguape	48,85	G. Sampaio	72,92	Sonolópoles	16,61	Itatira	24,98

Fonte: IPEA DATA. Elaboração dos autores.

A taxa de analfabetismo no estado do Ceará diminuiu 33,20% durante o período 1991/2000, saindo de 37,38% em 1991 para 24,97% no ano 2000. Apesar desta significativa redução, o estado necessita melhorar seu desempenho para poder se aproximar da média nacional que ficou situada em 13,6% no ano 2000. Além disso, o combate ao analfabetismo é muito importante, pois o conhecimento da leitura e da escrita são requisitos indispensáveis para o exercício da cidadania (IPECE, 2009).

A renda per capita de um país é um indicador que contribui para saber o grau de desenvolvimento do mesmo. Ela consiste na divisão da renda nacional (produto nacional bruto menos os gastos de depreciação do capital e os impostos indiretos) pela sua população. Embora seja um índice muito utilizado para mostrar como anda a situação econômica de um determinado município, ela esconde várias disparidades devido à concentração de renda que pode existir dentro desse município, ou seja, um município pode ter uma boa renda per capita, mas um alto nível de concentração de renda e com isso uma grande desigualdade social.

A Tabela 6 apresenta as dez menores e maiores rendas *per capita* dos municípios cearenses nos anos de 1991 e 2000.

Dos dez municípios cearenses que apresentam a menor renda per capita, 70% dos que estavam presentes em 1991 foram substituídos em 2000. Tarrafas, Graça e Croatá permaneceram tanto em 1991 como em 2000, só que em classificações diferentes.

Já os dez municípios cearenses que possuíam a maior renda per capita em 1991 cerca de 60% se encontram presentes em 2000, porém em colocações diferentes. Iguatu, Eusébio, Pacujá e Russas que em 1991 estiveram presentes em 2000 foram substituídos por Limoeiro do Norte, Maracanaú, Horizonte e Campos Sales só que em classificações diferentes.

Dos municípios citados na Tabela 6, tanto em 1991 como em 2000 ocorreu um aumento na renda per capita, Fortaleza que permaneceu em primeiro lugar nos dois anos teve um crescimento de 30,08%.

**Tabela 6 - Renda Per Capta nos Municípios Cearenses
Período 1991 e 2000**

1991				2000			
Menores		Maiores		Menores		Maiores	
Município	Valor	Município	Valor	Município	Valor	Município	Valor
Quiterianópolis	27,66	Fortaleza	235,77	Tarrafas	46,35	Fortaleza	306,70
Tarrafas	27,78	Crato	114,67	Mirafima	50,13	Crato	168,05
Graça	31,23	Iguatu	114,64	Ajuaba	51,76	Sobral	151,57
Ararendá	32,44	J. do Norte	112,84	Graça	52,25	J. do Norte	147,11
Salitre	33,12	Eusebio	104,68	Granjeiro	52,77	L.do Norte	131,90
Croatá	34,31	Sobral	103,57	Choró	53,28	Maracanauí	129,76
Umari	35,53	Caucaia	102,71	Itatira	53,65	Caucaia	129,23
Milhã	37,12	T.do Norte	97,63	Croatá	54,72	Horizonte	125,65
Saboeiro	37,66	Pacujá	93,36	Moraújo	54,9	C. Sales	123,81
Tejucooca	37,96	Russas	93,01	Ipaporanga	55,01	T.do Norte	123,40

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil. Elaboração dos autores.

A média da renda *per capita* do Brasil em 1991 foi de R\$122,99 esse valor é superior a do Nordeste R\$61,80 e do Ceará R\$58,33, no entanto, em 2000 houve crescimento na média desta variável passando os valores para: Brasil R\$170,81, Nordeste R\$85,16 e Ceará R\$82,43.

No Ceará, existem municípios que possuem uma pobreza de quase 50% das famílias, essas famílias apresentam renda familiar *per capita* de até meio salário mínimo, de acordo com pesquisa divulgada pelo Ministério da Saúde.

O percentual de pobres (pessoas que vivem com renda per capita inferior a 1/2 do salário mínimo) e indigentes (pessoas que vivem com renda per capita inferior a 1/4 do salário mínimo), diminuiu no estado durante o período de 1991 e 2000. No ano de 1991 tinha-se 68,2% de pobres passando-se para 57% no ano 2000, revelando assim um decréscimo de 16,42%. O percentual de indigentes em 1991 era igual a 42%, diminuindo para 32,73% no ano 2000, ou seja, um decréscimo de 22,07% (IPECE, 2009).

3.2 Resultados Econométricos

Na Tabela 7 são apresentados os resultados das estimações dos modelos econométricos de acordo com a equação (1). As colunas 1 e 2 correspondem às estimações por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) com dados em *pooling*. Já as colunas 3 e 4 apresentam os resultados das esti-

mações em dados de painel com efeitos fixos permitindo observar o efeito da escolaridade (Mediaest25) sobre a TMI, pois em função da multicolinearidade entre esta variável e a variável AGUA não se estima o modelo contendo as duas variáveis simultaneamente.⁶

A inclusão das estimações por MQO é para servir de referência na análise e mostrar a robustez do modelo estimado em dados de painel. A estimação por MQO também permite identificar problemas de multicolinearidade entre as variáveis explicativas através do VIF.

Ainda na Tabela 9 pode ser observado que a não consideração dos fatores específicos às unidades individuais (municípios) na regressão por MQO altera significativamente os resultados do modelo.

A presença do componente individual é verificado pelo valor do RHO que mede a proporção da variância estimada do componente individual em relação à variância estimada do erro, que é alto no modelo por efeito fixo (modelo 3 e 4).⁷ Desta forma, há necessidade do uso de dados em painel para estimar o modelo. O teste Breusch e Pagan cuja hipótese nula é que a variância do componente individual seja igual a 0 assinala a heterogeneidade do efeito individual, também corrobora com esta hipótese.

.....
⁶ Quando se adiciona a variável MEDIAEST25 no modelo 2, o VIF aumenta (em quatro unidades) caracterizando problema de multicolinearidade inicialmente apontado pelo valor do coeficiente de correlação (0,8). Neste caso a variável ÁGUA deixa de ser significativa quando são incluídas as duas variáveis no modelo, típico da presença de multicolinearidade.

⁷ O mesmo pode ser visto no modelo por efeito aleatório cujos resultados não são apresentados por falta de espaço.

Tabela 7 - Estimações dos Modelos Econométricos para Mortalidade de 0 a 5 anos - período: 1991-2001

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	60,0234* (12,8633)	90,48129* (16,0775)	49,7989* (11,8687)	59,6775 * (16,1732)
			<i>Educação</i>	
MEDIAEST25		-7,7568 (2,5190)	-	-3,4102* (-1,555)
ANALFFEM	0,0009* (0,0001)	0,0008* (0,0001)	0,0002** (0,0001)	0,0002** (0,0001)
			<i>Econômicas</i>	
INTENPOB	0,6538* (0,1780)	0,3775* (0,1970)	0,8144* (0,1752)	0,7197* (0,2085)
DESPS	0,0179* (0,0037)	0,0158* (0,0037)	0,0055** (0,0025)	0,0048** (0,0023)
			<i>Demográficas</i>	
POPRURAL	-0,0008* (0,0001)	-0,0007* (0,0001)	-0,0004* (0,0001)	-0,0004* (0,0001)
TXFECUND	4,4474* (1,4699)	3,6265* (1,4727)	2,1617** (1,1661)	2,1497** (1,165)
			<i>Saneamento</i>	
ÁGUA	-0,2968* (0,0803)	-0,1457 (0,9311)	-0,1208* (0,0698)	-
INSTSANIT	-0,0003* (0,0001)	-0,0002* (0,0001)	-0,00009** (0,00004)	-0,00008** (0,00004)
LIXO	-0,2631* (0,0587)	-0,2086* (0,0604)	-0,1425* (0,0540)	-0,1383* (0,0560)
			<i>Saúde</i>	
LEITOS	-0,0038 (0,0091)	-0,0034 (0,0097)	- 0,0002 (0,0071)	- 0,0001 (0,0071)
R²	0,5487*	0,5634*	0,4755**	0,4890**
Hausman test	43,00			
<i>p-value</i>	(0,0000)			
Breusch e Pagan	47,80			
<i>p-value</i>	(0,0000)			
RHO			0,5261	0,5111

Fonte: PNUD, IPEADATA, Ministério da Saúde e Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda. Elaboração dos autores.

Notas: 1. Valores entre parênteses representam o desvios-padrão robustos.

2. Observações: 292.

3. Variável dependente: Taxa de mortalidade Infantil até 5 anos por mil habitantes.

* R2 ajustado, ** R2 overall.

Constatada a robustez de se estimar o modelo em painel faz-se necessário verificar qual a estimação é a mais apropriada: por efeito aleatório ou fixo. Assim, realiza-se o teste de Hausman que testa a hipótese de correlação do efeito individual com os regressores. No caso de a hipótese nula ser verdadeira, isso assinala que a estimação do modelo por efeito aleatório não é um estimador consistente para o modelo. O resultado do teste

de Hausman apresentado na Tabela 7 aponta que o estimador de efeito fixo é o mais adequado para se estimar o modelo.

No modelo 3 estimado por efeito fixo exceto o coeficiente da variável número de leitos não foi significativo nos padrões aceitáveis. Os sinais dos coeficientes estimados estão de acordo com o esperado exceto para as variáveis POPRURAL e DESPS. Regiões como o Cariri e a região metropolitana de Fortaleza recebem inúmeros pacientes de outras localidades notadamente de municípios de estados vizinhos em virtude de apresentarem melhor estrutura na saúde, o que pode explicar em parte o sinal contrário ao esperado para esta última variável. O modelo explica cerca de 48% da variável TMI conforme apresentado pelo R^2 .

No modelo 4, também estimado por efeito fixo, por razões já explicadas, inclui-se a variável MEDIAEST25 em substituição à variável AGUA. O coeficiente desta variável foi significativo e o sinal está de acordo com o esperado.

Do ponto de vista dos *policy makers*, é importante saber o ranking das variáveis por ordem de influência na redução da TMI. Nesse sentido, na tabela 8 são apresentadas as estimações das elasticidades parciais que captam o efeito de uma mudança percentual em cada uma dos regressores em termos percentuais da TMI, *Coeteris paribus*.⁸ Exceto para a variável LEITOS, todas as demais elasticidades parciais são significativas a 1% e TXFECUNL a 5%.

Efeitos parciais diretos são apresentados pelas variáveis ANALFFEM, INTENPOB, DESPS, sendo que esta última, como discutido anteriormente, não apresentou o sinal esperado. Todas as demais variáveis apresentam efeitos parciais inversos com relação à variável dependente TMI, mantida as demais variáveis constantes.

De forma mais específica, um aumento em 1% na MEDIAEST25 reduz em 0,25% a TMI. Por outro lado, uma redução de 1% nas variáveis ANALFFEM e INTENPOB, reduzem em, respectivamente, 0,1463% e 0,4159% a TMI. Uma elevação dos serviços de água tratada, esgotamento sanitário e coleta de lixo em 1%, reduz a TMI em, respectivamente: 0,09%, 0,1026% e 0,1422%.

.....
⁸ Irffi et al (2008) estimam um modelo em que a variável dependente está em logaritmo enquanto as variáveis explicativas em nível. Os autores interpretam os coeficientes como as elasticidades parciais o que não é verdade. Ver, por exemplo, WOOLDRIDGE (2006, p.41).

Percebe-se, pois, que variáveis relacionadas à educação e à intensidade da pobreza e coleta de lixo afetam em maior magnitude a TMI e, portanto, devem ser examinadas com mais acuidade pelos *policy makers*, uma vez que são passíveis de políticas públicas. Em ordem decrescente de importância na redução da TMI as quatro principais variáveis são: INTENPOB, MEDIAEST25, TXFECUNL e ANALFFEM. Estes resultados estão em acordo com os resultados apontados por Irffi et al (2008) e Mendonça e Seroa Mota (2005).

Tabela 8 - Elasticidades Parciais da Taxa de Mortalidade Infantil em Relação às Diferentes Variáveis Explicativas

Variável	Elasticidade
MEDIAEST25	-0,2560
ANALFFEM	0,1463*
INTENPOB	0,4159*
DESPS	0,0465*
POPRURAL	-0,1032*
TXFECUNL	0,1973**
ÁGUA	-0,0985*
INSTSANIT	-0,1026*
COLETA DE LIXO	-0,1422*
LEITOS	-0,0048

Fonte: PNUD, IPEADATA, Ministério da Saúde e Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda. Elaboração dos autores.

Nota: * significante a 1%, ** significante a 5%.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Foi significativa a redução da mortalidade infantil no Ceará nas últimas décadas mais ainda assim ficando acima dos padrões internacionais e nacionais. Este artigo procurou identificar e mensurar os determinantes da Taxa de Mortalidade Infantil.

A partir da análise descritiva dos dados as evidências iniciais apontam para uma redução na TMI de cerca de 32% entre 1991 e 2000. Evidenciou-se, também a necessidade de olhar os determinantes da TMI com foco nos municípios permitido captar informações que não se observa quando se olha os dados em níveis agregados por estados ou macrorregiões, por exemplo, como em outros trabalhos.

Também na análise descritiva pode-se observar que o município de

Limoeiro do Norte conseguiu uma redução de cerca de 43% na TMI entre 1991 e 2000 e que os municípios cearenses mais populosos não estão entre os dez com menores TMI em 2000.

Constatou-se a robustez do modelo em dados em painel comparado à estimação por MQO em dados agrupados em *pooling*. Com base nos dois modelos econométricos estimados por efeito fixo, um incluindo a variável AGUA e em outro a substituindo pela variável EÇSCOLM025 para evitar problema de multicolinearidade, pode-se estimar as elasticidades parciais da TMI em relação a um conjunto de regressores. Os resultados apontaram que em ordem decrescente de importância para redução da TMI foram as seguintes variáveis: Intensidade da pobreza, escolaridade média das mulheres com 25 anos ou mais, a taxa de fecundidade e a coleta de lixo. Como se percebe exceto a coleta de lixo que pode ser alvo de uma política municipal as demais dependem de apoio aos municípios por parte do governo estadual e federal através de políticas públicas.

BIBLIOGRAFIA

ARAÚJO JR, A. F. GOMES, F. A. R.SALVATO, M. A. **Exercício Contratual do impacto da educação sobre o objetivo de redução da mortalidade infantil para a região Sudeste**. Rede de Laboratórios Acadêmicos para Acompanhamento dos ODM (2006). Coleção de Relatórios Regionais sobre os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio. 2006.

BRASIL. **Água: Manual de Uso**. Secretaria dos Recursos Hídricos SRH/MMA. Brasília. 2006.

BOING, Antonio Fernando ; KEL, Fernando ; CRISPIM, Alexandra Distribuição espacial e associação da mortalidade infantil e do baixo peso ao nascer com fatores socioeconômicos e de serviços de saúde na região sul do Brasil. SaBios - **Revista de Saúde e Biologia**, v. 1, p. 23-32, 2006.

CARMO R. F. **Vigilância Epidemiológica e Vigilância da qualidade de água para consumo humano, desafios para o município: Estudo de caso em Barbacena MG**. Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2005.

CASTRO, M. G. ABRAMOVAY, M. SILVA, L. B. **Juventudes e Sexualidade**. Brasília: Unesco, 2004.

CHRISTIAENSEN, L. ALDERMAN, H. Child malnutrition in Ethiopia: can maternal knowledge augment the role of income. **Economic Development and Cultural Change**, 52:287–312, January 2004. 2004.

FORMIGA, M. C. de C. O efeito da desigualdade socioeconômica na sobrevivência de crianças menores de 5 anos de idade no estado do Rio Grande do Norte (Tese Doutorado). Instituto de Medicina Social – IMS/ UERJ, Rio de Janeiro, 2003.

GREENE, W. **Econometric Analysis**. Prentice-Hall, 1993.

GOMES, F. A. R. Mortalidade Infantil no Brasil e no Sudeste: Determinantes e Perspectivas para o futuro. **Ibmec MG Working Paper – WP36**, Rio de Janeiro-RJ, 2006.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. Cambridge University Press, 2003.

IBGE. **Evolução e Perspectivas da Mortalidade Infantil no Brasil**. Departamento de pesquisa Rio de Janeiro. 1999.

INSTITUTO BRASILEIRO DO MEIO AMBIENTE E DOS RECURSOS RENOVÁVEIS (IBAMA) **Diagnóstico da qualidade das águas dos rios Batateiras, Grangeiro e Salgado na região do Cariri Cearense**. Crato –CE, 2004.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICO (IBGE). <http://www.ibge.com.br>. Acesso em: 26 de Jan. 2000.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICO (IBGE). <http://www.ibge.com.br>. Acesso em 09 de Jan. 2009.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA) **Revista Mensal de Informações e Debates do IPEA**. Brasília, DF, 2008.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE). <http://www.ipece.ce.gov.br/atlas>. Acesso em 22 de Novembro de 2008.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE). <http://www.ipece.ce.gov.br/atlas>. Acesso em 09 de Março de 2009.

IRFFI, G., OLIVEIRA, J., BARBOSA, E. Análise dos Determinantes Socioeconômicos da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) no Ceará. **IPECE: Textos para discussão**, 48, Fortaleza, CE, 2008.

JUDGE, G. *et alii*. **Introduction to the theory and practice of econome-**

trics. New York: Wiley,1982.

LUZ, T.P.; NEVES, L.A.T.; REIS, A.F.F.; SILVA, G.R.; SILVA, L.G.P., 1998. Magnitude do problema do baixo peso ao nascer. **Jornal Brasileiro de Ginecologia**, São Paulo, v.108, n.5, p.133-144.

MENDONÇA, M. J. C., SEROA DA MOTA, R. **Saúde e Saneamento No Brasil**. Rio de Janeiro. IPEA, texto para discussão, 1081, Brasília, 2005.

MENDONÇA, M. J. C. SACHSIDA, A. LOUREIRO, P. R. A. Demanda por saneamento no Brasil: uma aplicação do modelo logit multinomial. **Economia Aplicada**, v.8,n.1,p100 -120, 2004.

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO (MEC). **Ceará: Brasil Alfabetizado incluído no PDE** [http: www.mec.gov.br](http://www.mec.gov.br). Acesso em 09 de Jun. 2009.

RAMIRO FRANCISCO. **Problemas relacionados à qualidade da água**. [http: www.ramirofrancisco.vilabol.uol.com.br](http://www.ramirofrancisco.vilabol.uol.com.br) Acesso em: de Set. de 2007.

SAAD, P. M. **Um método para estimar o peso de fatores sócio-econômicos sobre a mortalidade na infância a partir de informações retrospectivas das mães: aplicação para o estado de São Paulo, 1970 e 1976**. Encontro Nacional de Estudos Populacionais. São Paulo, ABEP, 1984.

SACHSIDA, A., LOUREIRO, P. R, A. e MENDONÇA, M. J. C. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2,p. 249-265, 2004.

SPERLING, V. M. **Introdução à Qualidade das Águas e ao Tratamento de Esgotos**, Belo Horizonte - MG, DESA (Departamento de Engenharia Sanitária e Ambiental). Volumel. 1995.

WOOD, C.H. e CARVALHO, J. A. M. **A demografia da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro. PNPE/IPEA. 1994.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: THOMPSON, 2006.

DETERMINANTES DA PERMANÊNCIA NO DESEMPREGO NO MERCADO DE TRABALHO CEARENSE

Elano Ferreira Arruda *

Daniel B. Guimarães **

Guilherme Irffi ***

Ivan Castelar ****

RESUMO

Analisar os atributos que condicionam as chances dos cearenses permanecerem desempregados por longos períodos constitui-se no foco central deste artigo. A metodologia baseou-se na estimação de um modelo de escolha discreta, com hipótese Probit, com o intuito de explicar as chances dos cearenses permanecerem desempregados por um período superior a 12 meses. Os dados utilizados foram os da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Dos resultados, constatou-se um forte efeito negativo na chance de permanência na situação de desemprego para aqueles indivíduos do sexo masculino. O nível de escolaridade reduz sobremaneira as chances do desemprego por mais de 1 ano. Analisando as classes etárias, encontra-se um expressivo efeito positivo na probabilidade de permanência na situação de desemprego, principalmente para indivíduos com idade superior aos 46 anos. Finalmente não foi encontrada discriminação por raça no mercado de trabalho cearense, visto que tal variável mostrou-se estatisticamente insignificante.

Palavras-Chave: Desemprego de Longa Duração, Probit, Ceará.

.....
* Doutorando em Economia (CAEN/UFC). Professor da Universidade Federal do Ceará, Depto. Economia, Campus Sobral.

** Doutorando em Economia (CAEN/UFC). Professor da Universidade Federal do Ceará, Depto. Economia Aplicada.

*** Doutorando em Economia (CAEN/UFC). Professor da Universidade Federal do Ceará, Depto. Economia, Campus Sobral.

**** Professor do Departamento de Economia Aplicada da UFC; Pesquisador do CNPq.

ABSTRACT

The main focus of this paper was to analyze the attributes that influence Ceará's workers to remain unemployed for long spans. The methodology used to attack the problem was the estimation of a probit model in order to explain the chance of a worker to remain unemployed longer than one year period. The data used came from the National Household Survey (PNAD). According to the results there is a strong negative effect on the chance of a male individual to remain unemployed for more than one year. On the other hand, schooling diminishes drastically the chance of an individual to remain unemployed. Age also is an important factor to explain unemployment for more than one year. The results show that the older is the individual, the greater is the chance to remain unemployed for a long period, and the situation is worse if he/she is more than 46 years old. Finally, it was found that race discrimination does not seem to be a problem in Ceará's job market.

Key Words: Long term Unemployment, Probit, Ceará.

INTRODUÇÃO

As alterações ocorridas na economia cearense a partir da década de 90, decorrentes dos processos de reestruturação produtiva, abertura econômica e ajustes fiscais, resultaram em mudanças estruturais na organização econômica do estado. Como consequência deste processo, pode-se observar uma nova configuração do mercado de trabalho caracterizada principalmente pela marcante evolução do tempo médio de desemprego.

Este novo perfil do desemprego resulta numa crescente marginalização de trabalhadores da atividade produtiva, com grande desperdício da força de trabalho e um aumento de uma das formas mais perversas de exclusão social.

A existência e a duração do desemprego, além de reduzirem as condições básicas de sobrevivência, implicam na perda de muitos canais de convivência na sociedade moderna. Quando a permanência se estende por longos períodos, este problema é agravado por dois motivos. Primeiramente pela queda da probabilidade de reingresso no mercado de trabalho e, em segundo lugar, pela indução a ocupações precárias no setor infor-

mal, o que pode desencadear um aumento da pobreza e da criminalidade. Nestes termos, a análise dos custos sociais do desemprego deve levar em conta não somente a distribuição diferenciada entre os vários grupos sociais, como também a intensidade com que este os afeta.

Embora a taxa de desemprego seja um importante indicador das condições de atividade econômica, ela oferece uma visão incompleta das condições de funcionamento do mercado de trabalho. Ehrenberg e Smith (2008) argumentam que uma taxa de desemprego de 10%, por exemplo, pode estar indicando pelo menos dois modos de funcionamento do mercado de trabalho. Por um lado, ela pode descrever uma situação em que, a cada mês, 10% da força de trabalho se torna desempregada por apenas dois meses. Neste caso, o mercado de trabalho é bastante dinâmico com um fluxo intenso de ocorrência de desemprego, mas com durações relativamente pequenas. Por outro lado, ela pode estar refletindo que 10% da força de trabalho se encontra permanentemente desempregada, representando um mercado estagnado, com deformações na demanda por trabalho.

Apesar da preocupação política voltar-se para a taxa de desemprego, no intuito de compreender seus determinantes, deve-se analisar os fluxos de pessoas entre as várias situações no mercado de trabalho, bem como seus atributos pessoais (Ehrenberg e Smith, 2008). A sociedade obviamente sofre mais se pequenos grupos de indivíduos ficam desempregados por longos períodos do que se muitos indivíduos passam rapidamente pelo estado do desemprego, o qual pode ser caracterizado como *friccional*.

Segundo Bivar (1993), é importante conhecer não apenas a taxa de desemprego, mas também o tempo de permanência dos trabalhadores nesse estado, o tempo que os trabalhadores empregam para encontrar trabalho e os obstáculos que surgem ao longo do processo de busca.

Diante destes fatos, este trabalho busca identificar os determinantes das chances de permanência no desemprego para o estado do Ceará; ou seja, quais fatores aumentam as chances de que os cearenses passem mais tempo no estado de desemprego. Estas informações são relevantes na medida em que elas podem subsidiar políticas públicas no sentido de reduzir a permanência no desemprego por longos períodos. Para a realização desta análise serão utilizados os micro-dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísti-

ca (IBGE) para o ano de 2007, e modelos dicotômicos com hipótese probit.

Além desta introdução, este trabalho conta com mais cinco seções. Na próxima seção será feita uma revisão da literatura, contemplando evidências empíricas e aspectos teóricos sobre o tema. Em seguida, será realizada uma breve discussão da base de dados utilizada. Na quarta seção, serão discutidos os aspectos metodológicos. Os resultados e a análise das elasticidades e cenários probabilísticos são discutidos na quinta seção. E, por fim, são tecidas as considerações finais e as sugestões de políticas públicas que visem diminuir a permanência do desemprego no Ceará.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Embora a duração do desemprego seja uma variável relevante, uma rápida revisão dos estudos sobre mercado de trabalho no Brasil mostra a escassez de trabalhos tratando deste tema.

Na literatura internacional existem vários estudos que buscam explicar a duração do desemprego. Lancaster (1979) e Nickell (1979) apresentam uma metodologia de modelos com função risco para analisar a duração do desemprego. Layard, Nickell e Jackman (1991) aplicam essa metodologia para os países da OECD. Clark e Summers (1979) abordam a questão da concentração do desemprego em longas durações.

O estudo pioneiro na análise de duração de desemprego no Brasil foi o de Bivar (1993), o qual analisa a duração esperada das ocorrências de desemprego na região metropolitana de São Paulo (RMSP), para o período de 1983 a 1990, através dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME).

Ampliando a análise de Bivar (1993), Meneses Filho e Picchetti (2000) encontraram que a duração esperada do desemprego é maior para os indivíduos mais velhos, os não-chefes, os mais educados, aqueles que foram demitidos do último emprego, os com menor rotatividade, os que desejam empregar-se no setor formal e os que não possuem experiência de trabalho. Também verificaram que a taxa de saída do desemprego é crescente entre o primeiro e o sexto mês de duração.

Numa aplicação para a região metropolitana de Belo Horizonte Penido e Machado (2000) encontraram que indivíduos com maior escolaridade e com maior tempo de inatividade possuem menor taxa de saída do estado

de desemprego.

Para São Paulo, Avelino (2001) observa que os desempregados chefes de família, homens que não estudavam e que já trabalharam anteriormente, que não possuíam carteira assinada no último emprego e tinham emprego anterior na construção civil, conseguem emprego mais rapidamente.

Em estudo para o Brasil metropolitano, Penido e Machado (2002) constataram que indivíduos com o primeiro grau completo, com maior tempo de inatividade, na condição de filho, idosos e mulheres possuem menor probabilidade de encontrar um novo posto de trabalho.

Utilizando dados da pesquisa de padrão de vida (PPV) do IBGE Oliveira e Carvalho (2006) encontraram, entre outros resultados, que o nível educacional do trabalhador possui um efeito negativo sobre o risco do trabalhador em deixar o estado de desemprego. Mulheres e trabalhadores mais velhos também exibem efeito negativo, o que revela certa discriminação no mercado de trabalho.

Dada a escassez de informações como as da PME (rotação de pais) para o Ceará, a contribuição do presente trabalho reside em estudar não o risco de sair do desemprego, como a grande maioria dos estudos acima, mas de investigar quais são os fatores que aumentam as chances do indivíduo permanecer nesse estado. Isto é, dado que o cearense está desempregado, quais atributos aumentam ou diminuem as chances de que ele permaneça nesse estado por longos períodos? As respostas serão obtidas a partir da aplicação de um modelo dicotômico com a hipótese proibit.

3. FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS

Para a realização desse exercício empírico utilizar-se-á as informações da PNAD de 2007. A amostragem contempla 399.964 indivíduos e 147.851 unidades domiciliares, distribuídas por todas as Unidades da Federação, sendo que 31,54% das entrevistas foram respondidas pela pessoa cuja condição na família era de pessoa de referência,¹ 20,26% pelo cônjuge da pessoa de referência, 40,85% pelo filho, enteado ou filho de criação da pessoa de referência e 7,35% os demais casos.²

¹ Entende-se por pessoa de referência o indivíduo responsável pela unidade domiciliar (ou pela família) ou que assim fossem considerados pelos demais membros.

² Os demais casos na unidade familiar são de pessoas consideradas como outros parentes, agregados, pensionistas, empregado doméstico e parente do empregado doméstico.

De acordo com estas informações havia no Estado do Ceará cerca de 8,18 milhões de habitantes, dos quais 2,4 milhões residentes na capital. Em relação à quantidade de domicílios, estima-se a existência de 2,259 milhões.

A base de dados foi extraída considerando apenas indivíduos com idade entre 16 e 65 anos e que se encontravam desempregados, por um período de até 60 meses, na semana de referência.

Para responder as indagações propostas, será realizado um exercício empírico, mediante o uso do modelo probit que indicará quais atributos pessoais aumentam as chances do trabalhador cearense passar mais de 12 meses desempregado. Nesse caso, a variável dependente é binária e assume valor 0, caso o indivíduo permaneça desempregado até 12 meses, e 1 se este está a mais de um ano e menos de 60 meses nesse estado.

As variáveis explicativas utilizadas podem ser classificadas de acordo com os atributos natos e adquiridos do entrevistado como *Gênero*, *Idade*, *Nível de Instrução Formal* e *Raça*.³ O Quadro 1 apresenta as variáveis explicativas e dependente, bem como suas descrições e efeito esperado sobre o tempo de permanência no desemprego.

Em relação aos sinais esperados, ao construir a variável *Gênero* e definir como categoria de referência as pessoas do sexo feminino, espera-se que o efeito de permanecer desempregado dos homens seja menor do que o das mulheres, o que revelaria certa discriminação por gênero.

A idade afeta positivamente a permanência na situação de desemprego; uma vez que, quanto maior a idade, maior a chance de permanecer desempregado. No caso do desempregado ser o chefe do domicílio, espera-se que isto exerça influência negativa sobre a permanência na situação de desemprego; considerando que este é o arrimo da família e tende a arcar com a maior parte das obrigações financeiras do domicílio.

No tocante à *Raça*, pelo fato de várias pesquisas de abrangência nacional apontarem para uma discriminação no mercado de trabalho em favor dos brancos, espera-se um efeito negativo sobre a permanência no desemprego, embora Oliveira e Rosa (2006) não tenham encontrado evi-

.....
³ A escolha dessas variáveis baseia-se em Bivar (1993), Meneses Filho e Picchetti (2000), Penido e Machado (2002), Oliveira e Rosa (2006), Oliveira e Carvalho (2006) e Ehrenberg e Smith (2008).

dências dessa discriminação no mercado de trabalho cearense.

Já em relação ao nível educacional, tendo em conta o nível de instrução formal, espera-se que este impacto seja negativo sobre a permanência na situação do desemprego por longos períodos; ou seja, espera-se que indivíduos com mais educação não passem períodos muito extensos no desemprego.

Esta expectativa difere dos trabalhos citados anteriormente, pois estes trabalham com pequenos períodos de desemprego, semanas ou poucos meses. Trabalhadores com um maior nível educacional possuem um maior salário de reserva; e, portanto, esperam melhores ofertas e passam, conseqüentemente, mais tempo para retornar ao mercado de trabalho (Oliveira e Carvalho, 2006).

Quadro 1 - Variáveis utilizadas no modelo proposto

VARIAÇÃO EXPLICATIVA	DESCRIÇÃO	EFEITO ESPERADO
Gênero	0 feminino; 1 masculino.	(-)
Idade	Idade1 (1 se tiver entre 16 e 25 anos, e 0 caso contrário); Idade2 (1 se tiver de 26 a 35 anos de idade, e 0 caso contrário); Idade3 (1 se tiver de 36 a 45 anos de idade, e 0 caso contrário); Idade4 (assume valor 1 caso o indivíduo esteja na faixa etária de 46 a 65 anos, e 0 caso contrário).	** (+) (+) (+)
Chefe	0, se o entrevistado não for o chefe da família. 1, no caso do entrevistado ser o chefe da família.	(-)
Cor ou raça	0 se declarar não branco; 1 se declarar branco.	(-)
Nível de Instrução (formal)	Sem Instrução (nunca frequentou a escola) – E1 Ensino Fundamental Incompleto e Completo – E2 Ensino Médio Incompleto e Completo – E3 Ensino Superior Incompleto e Completo – E4	** (-) (-) (-)
VARIAÇÃO DEPENDENTE	DESCRIÇÃO	
Duração	0, se o indivíduo estiver desempregado até 12 meses 1, se o indivíduo estiver a mais de 12 meses e até 60 meses	*

Fonte: Elaborado pelos autores a partir das informações da PNAD – 2007.

Nota: (*) variável dependente; (**) categoria de referência (omitida).

A Tabela 1 apresenta uma síntese da base de dados, por meio de suas estatísticas descritivas. A amostra é composta por 2147 pessoas.

Vale destacar que no caso de variáveis binárias, a média representa a proporção de indivíduos que apresentam a característica valorada pelo número 1 para cada variável como, por exemplo, 38% das pessoas são homens,⁴ 50% estão a mais de doze meses desempregados, 34% são chefes de família, 32% se consideram brancos e 46% possuem ensino fundamental, em curso ou completo, o que sinaliza um baixo nível educacional da amostra.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Duração	2147	0.5035	0.5001	0	1
Chefe	2147	0.3447	0.4754	0	1
E1	2147	0.1565	0.3634	0	1
E2	2147	0.4620	0.4987	0	1
E3	2147	0.3135	0.4640	0	1
E4	2147	0.0680	0.2518	0	1
Raça	2147	0.3163	0.4651	0	1
Gênero	2147	0.3861	0.4870	0	1
Id1	2147	0.3246	0.4683	0	1
Id2	2147	0.2273	0.4192	0	1
Id3	2147	0.1607	0.3673	0	1
Id4	2147	0.2874	0.4527	0	1

Fonte: Elaborado pelos autores.

4. MODELO PROBIT

O modelo Probit é desenvolvido através do uso de uma variável não observada denominada latente, para substituir uma variável binária, a qual é assumida possuir determinada distribuição de probabilidade (Davidson e Mackinnon, 2004). Nestes termos, a especificação do modelo com a variável dependente binária observada é dada por,

$$Y_i = X_i' \beta + \mu_i \quad (1)$$

onde $Y_i = 1$ se ocorre sucesso ou $Y_i = 0$ caso contrário. Como a estimação deste modelo não garante Y_i estar contido no intervalo (0,1), a sua reformulação é feita através da criação de uma variável latente (Y_i^0)

⁴ As variáveis binárias como, por exemplo, homem e branco são complementares a mulher e não branco; sendo assim, a proporção de pessoas do sexo feminino e de não brancos é 66% da amostra.

em substituição a Y_i . Neste sentido, e assumindo a hipótese *Probit*, u_i segue uma distribuição normal padronizada. O sinal da variável latente não observada, Y_i^0 , determinará o valor que a variável binária observada, Y_i , assumirá; ou seja, se Y_i^0 for positiva ou negativa, Y_i assume o valor 1 ou 0 respectivamente. Desse modo, torna-se possível computar a probabilidade de que Y_i assuma o valor 1, a qual será dada por,

$$\begin{aligned} \Pr(Y_i = 1) &= \Pr(Y_i^0 > 0) = \Pr(X_i'\beta + u_i > 0) = \Pr(u_i > -X_i'\beta) = \\ &= \Pr(u_i < X_i'\beta) = \Phi(X_i'\beta) \end{aligned} \quad (2)$$

Onde $\Phi(X_i'\beta)$ é a função de probabilidade cumulativa da distribuição normal padrão.

Para a finalidade deste artigo, a variável observada assumirá o valor 1, se na semana de referência da PNAD 2007 o indivíduo estiver desempregado a mais de 12 meses; caso contrário, tal variável assumirá o valor 0.

Neste modelo, os efeitos marginais dos regressores nas probabilidades não serão dados diretamente pelos coeficientes das variáveis explicativas, então para $\Pr ob(y_i = 1)$ e $\Pr ob(y_i = 0)$ os efeitos marginais de mudanças nas variáveis explicativas serão dados por,

$$\frac{\partial \Pr ob(y=1)}{\partial x} = \varphi(x'\beta)\beta \quad e \quad \frac{\partial \Pr ob(y=0)}{\partial x} = -\varphi(x'\beta)\beta \quad (3)$$

Percebe-se pelas formulações acima que majorando-se o valor de um dos regressores, a $\Pr ob(y_i = 0)$ aumenta se o sinal do coeficiente da variável majorada for negativo e declina se tal coeficiente for positivo. Para a $\Pr ob(y_i = 1)$ o raciocínio é análogo.

5. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

O modelo Probit mostrou-se globalmente significativo de acordo com a estatística de máxima verossimilhança, que apresentou valor bastante elevado, significando que se pode rejeitar a hipótese de que todos os coeficientes são nulos, mesmo ao nível de significância de 1% como pode ser verificado na Tabela 2.

Para os coeficientes individuais a variável *Raça* não se mostrou estatisticamente significativa, e isto pode ser um indicativo da ausência de

discriminação racial no mercado de trabalho cearense para longos períodos de desemprego.⁵

Se um trabalhador desempregado é chefe de família, menor será a probabilidade de que ele permaneça nesse estado por mais de 12 meses, é o que indica o sinal do coeficiente da variável *Chefe*, que se mostrou significativa apenas a 10%. Este resultado também foi encontrado por Meneses Filho e Picchetti (2000) e Avelino (2001).

Tabela 2 - Estimação por Máxima Verossimilhança do Modelo Probit

Variáveis	Coefficientes	Erro Padrão	Estatística Z	Valor P
<i>Gênero</i>	-0.329511	0.0570318	-5.78	0.0000
<i>ID2</i>	0.2712026	0.0714735	3.79	0.0000
<i>ID3</i>	0.2701971	0.0801667	3.37	0.0010
<i>ID4</i>	0.8159736	0.0709133	11.51	0.0000
<i>Raça</i>	0.0984686	0.060258	1.63	0.1020
<i>E4</i>	-0.2746201	0.1149884	-2.39	0.0170
<i>E3</i>	-0.2066276	0.060751	-3.4	0.0010
<i>E2</i>	-0.2044762	0.0571748	-3.58	0.0000
<i>Chefe*</i>	-0.1095486	0.0645274	-1.7	0.0900
Log Verossimilhança		-1397.4885		
Valor P		0.00000		
Número de Observações		2147		

Fonte: Estimação feita a partir dos dados da PNAD.

(*) Significante a 10%.

As *dummies* de idade indicam que quanto mais velho for o desempregado, maiores serão as chances de que ele permaneça no desemprego por mais de um ano, como encontrado pela maior parte dos trabalhos citados anteriormente.⁶

O modelo também revela que quanto maior for o nível de educação formal do trabalhador, menor será a probabilidade de permanência no desemprego por mais de 12 meses. Vale destacar que este resultado também foi encontrado por Penido e Machado (2002).

Para os trabalhadores do sexo masculino, as chances de passar mais de 12 meses desempregado também são menores, resultado constatado pelo sinal do coeficiente estimado, o que indica uma discriminação por

⁵ Este resultado corrobora o encontrado por Oliveira e Rosa (2006).

⁶ Destacam-se Meneses Filho e Picchetti (2000), Penido e Machado (2002) e Oliveira e Carvalho (2006).

gênero no mercado de trabalho cearense.

Como relatado anteriormente, os coeficientes estimados no modelo probit indicam apenas o sentido do impacto que a variável explicativa do respectivo coeficiente, *ceteris paribus*, ocasiona na probabilidade de permanência na situação de desemprego. No entanto, os efeitos marginais podem ser computados a partir da equação 3, sendo sintetizados na tabela abaixo.

Tabela 3 - Efeitos Marginais do Modelo Probit

Variáveis	Efeito Marginal	Erro Padrão	Estatística z	Valor P
<i>Gênero</i>	-0.1308574	0.0224336	-5.83	0.000
<i>Id2</i>	0.1073101	0.0278724	3.85	0.000
<i>Id3</i>	0.1067065	0.0310915	3.43	0.001
<i>Id4</i>	0.3107068	0.0244172	12.72	0.000
<i>Raça</i>	0.0392262	0.0239636	1.64	0.102
<i>E4</i>	-0.1087673	0.0447295	-2.43	0.015
<i>E3</i>	-0.0822814	0.0240874	-3.42	0.001
<i>E2</i>	-0.081416	0.0227036	-3.59	0.000
<i>Chefe*</i>	-0.0436792	0.0257075	-1.7	0.089

Fonte: Elaborado pelos autores.

(*) Significante a 10%.

Percebe-se pela tabela acima que o efeito marginal da variável raça mostrou-se insignificante, indicando que ao se comparar indivíduos idênticos, exceto por raça, não há variação na probabilidade de permanência na situação de desemprego. Todas as outras se mostraram significantes aos níveis usuais.

Corroborando o que já havia sido mencionado, constatou-se que as variáveis *Chefe* e *Gênero*, além das *dummies* de educação *E2*, *E3* e *E4* influenciam negativamente a probabilidade do indivíduo permanecer por um período superior a um ano no estado do desemprego, ao passo que as *dummies* de idade afetam tal probabilidade de maneira análoga.

Em relação à magnitude do impacto, dentre as variáveis com impacto negativo, verificou-se que o indivíduo do sexo masculino apresenta em média uma probabilidade 13% menor do que o indivíduo do sexo feminino de permanecer desempregado por mais de um ano.

Indivíduos com ensino superior, completo ou em curso, possuem, em média, uma chance cerca de 10% menor que a dos indivíduos analfabetos

de ficar por mais de 12 meses desempregado. Essa chance é 8% menor para indivíduos com ensino fundamental ou médio, em curso ou completo. Os chefes de família possuem, em média, uma probabilidade 4% menor de permanência no desemprego por mais de um ano, quando comparado aos não chefes.

Do mesmo modo, comparando as variáveis com impacto positivo, ressalta-se o da variável Id4, o qual indica que indivíduos acima dos 46 anos apresentam em média uma probabilidade 31% maior de permanecer na situação de desemprego.

Com o intuito de tornar mais claro o papel das probabilidades estimadas, foram calculados os cenários probabilísticos para o modelo. Com a construção desses cenários, além de atestar os efeitos que as alterações nas variáveis explicativas ocasionam na probabilidade de permanecer desempregado, pode-se mensurar a probabilidade que um indivíduo com determinadas características permaneça desempregado.

Esses cenários revelam, de acordo com a tabela 4 em anexo, que um cearense homem, analfabeto, com idade entre 16 e 25 anos e chefe de família, possui 33% de chance de permanecer desempregado por mais de 12 meses; enquanto que uma mulher, com as mesmas características, tem 46%. Os demais resultados mostram que para quaisquer alterações nas características dos indivíduos, as mulheres possuem maiores chances de passar mais de um ano no desemprego.

Os desempregados com idade entre 16 e 25 anos apresentaram as menores probabilidades de permanência na situação de desemprego, quando comparados aos de idade mais elevada, e a diferença na probabilidade aumenta significativamente quando comparados aos trabalhadores acima de 46 anos.

Analisando os níveis educacionais observa-se que as mulheres com nível superior apresentam, em geral, menor chance de permanecer por mais de um ano no desemprego, quando comparadas às mulheres de menor escolaridade. Para os homens não foi identificado um padrão definido na distribuição das chances por educação, embora a variação na probabilidade seja substancialmente maior quando o indivíduo sai da condição de analfabeto para o ensino fundamental.

O indivíduo com menor probabilidade de permanecer por mais de

12 meses desempregado foi o homem entre 16 e 25 anos, chefe de família e com nível superior, com apenas 23% de chance. Enquanto que o que apresentou maior probabilidade de permanência foi à mulher, acima de 46 anos, analfabeta e não chefe, com 80% de chance.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho preocupou-se em analisar os determinantes das chances de permanência na situação de desemprego para o estado do Ceará, usando micro-dados da PNAD de 2007 e um modelo dicotômico baseado numa distribuição normal.

Os resultados encontrados mostraram que a variável *Raça* não se mostrou significativa aos níveis usuais, o que revela uma ausência de discriminação por raça no mercado de trabalho cearense, tal como encontrado em Oliveira e Rosa (2006).

As chances de permanência no desemprego por mais de um ano foram maiores para os cearenses mais velhos, resultado semelhante ao encontrado por Penido e Machado (2002) e Oliveira e Carvalho (2006). A análise dos efeitos marginais mostrou ainda que os cearenses com mais de 46 anos apresentam em média uma probabilidade 31% maior de permanecer por mais de 12 meses desempregado, quando comparado aos mais jovens. Isto é, à medida que o indivíduo passa a pertencer às classes de idade mais elevadas a discrepância nas chances de emprego tende a se tornar mais acentuada.

Os indivíduos com maior nível de educação formal apresentaram menores chances de permanência no desemprego por mais de um ano, resultado que corrobora o encontrado por Penido e Machado (2002). Os efeitos marginais revelaram também que os cearenses com ensino superior, completo ou em curso, possuem em média uma chance cerca de 10% menor que a dos indivíduos analfabetos de ficar por mais de 12 meses desempregado. Essa chance é 8% menor para indivíduos com ensino fundamental ou médio, em curso ou completo.

Os resultados também mostraram uma discriminação por gênero no mercado de trabalho cearense, como encontrado por Avelino (2001) e Oliveira e Carvalho (2006). O efeito marginal revelou que o cearense do sexo

masculino apresenta em média uma probabilidade 13% menor do que a do indivíduo do sexo feminino de permanecer desempregado por mais de um ano.

O modelo também revelou que se um cearense é chefe de família, menor será a probabilidade de que ele permaneça nesse estado por mais de um ano, resultado também presente em Meneses Filho e Picchetti (2000) e Avelino (2001).

A análise de cenários probabilísticos revelou que o indivíduo com menor probabilidade de permanecer por mais de um ano desempregado foi o homem entre 16 e 25 anos, chefe de família e com nível superior, com apenas 23% de chance. Enquanto que o que apresentou maior probabilidade de permanência foi a mulher, acima de 46 anos, analfabeta e não chefe, com 80% de chance

Esses resultados sugerem que as políticas públicas deveriam priorizar a educação, principalmente para a redução no número de cearenses analfabetos; a reciclagem dos profissionais de mais idade e incentivos para uma maior inserção das mulheres no mercado de trabalho.

Uma possível extensão deste trabalho seria ampliá-lo para o Brasil, analisando os efeitos aqui captados e comparando-os entre regiões do país. Outra possibilidade é verificar em que faixas de renda estão os indivíduos com maior probabilidade de permanência no desemprego para verificar o grau de severidade desse estado para os mais pobres, por exemplo.

Tabela 4 - Cenários probabilísticos do modelo Probit

Mulheres								Homens							
id2	id3	id4	e4	e3	e2	chefe	Prob	id2	id3	id4	e4	e3	e2	chefe	Prob
0	0	0	0	0	0	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0,3708
0	0	0	0	0	0	1	0,4564	0	0	0	0	0	0	1	0,3303
1	0	0	0	0	0	1	0,5642	1	0	0	0	0	0	1	0,4723
0	1	0	0	0	0	1	0,5638	0	1	0	0	0	0	1	0,433
0	0	1	0	0	0	1	0,76	0	0	1	0	0	0	1	0,6469
1	0	0	0	0	0	0	0,6442	1	0	0	0	0	0	0	0,4768
0	1	0	0	0	0	0	0,6065	0	1	0	0	0	0	0	0,4764
0	0	1	0	0	0	0	0,7927	0	0	1	0	0	0	0	0,6867
0	0	0	0	0	1	1	0,3768	0	0	0	0	0	1	1	0,2599
0	0	0	0	1	0	1	0,4138	0	0	0	0	1	0	1	0,2592
0	0	0	1	0	0	1	0,3876	0	0	0	1	0	0	1	0,2377
0	0	0	0	0	1	0	0,419	0	0	0	0	0	1	0	0,2967
0	0	0	0	1	0	0	0,4569	0	0	0	0	1	0	0	0,2959
0	0	0	1	0	0	0	0,3918	0	0	0	1	0	0	0	0,3065
1	0	0	0	0	1	1	0,4829	1	0	0	0	0	1	1	0,3548
1	0	0	0	1	0	1	0,5213	1	0	0	0	1	0	1	0,354
1	0	0	1	0	0	1	0,4942	1	0	0	1	0	0	1	0,33
1	0	0	0	0	1	0	0,5266	1	0	0	0	0	1	0	0,3964
1	0	0	0	1	0	0	0,5257	1	0	0	0	1	0	0	0,4339
1	0	0	1	0	0	0	0,4986	1	0	0	1	0	0	0	0,4073
0	1	0	0	0	1	1	0,5218	0	1	0	0	0	1	1	0,3544
0	1	0	0	1	0	1	0,4817	0	1	0	0	1	0	1	0,3909
0	1	0	1	0	0	1	0,4546	0	1	0	1	0	0	1	0,33
0	1	0	0	0	1	0	0,5262	0	1	0	0	0	1	0	0,396
0	1	0	0	1	0	0	0,5644	0	1	0	0	1	0	0	0,4335
0	1	0	1	0	0	0	0,4982	0	1	0	1	0	0	0	0,3692
0	0	1	0	0	1	1	0,6921	0	0	1	0	0	1	1	0,6068
0	0	1	0	1	0	1	0,7252	0	0	1	0	1	0	1	0,6059
0	0	1	1	0	0	1	0,6671	0	0	1	1	0	0	1	0,5407
0	0	1	0	0	1	0	0,7611	0	0	1	0	0	1	0	0,611
0	0	1	0	1	0	0	0,7605	0	0	1	0	1	0	0	0,6474
0	0	1	1	0	0	0	0,7389	0	0	1	1	0	0	0	0,6218

Fonte: Elaborado pelos Autores.

BIBLIOGRAFIA

ANTIGO, M. F.; MACHADO, A. F. Transições e duração do desemprego: uma revisão da literatura com novas evidências para Belo Horizonte. **Nova Economia**, v. 16, n. 3, p. 375-406, 2006.

AVELINO, R. R. G. **Os Determinantes da Duração de Desemprego em São Paulo**. São Paulo: USP/IPE, 2001. (Texto para Discussão, 11).

BIVAR, W. Estimativas da duração média do desemprego no Brasil. **Pesquisa e Planejamento econômico**, v. 23, n. 2, p. 275-312, 1993.

CLARK, K. B; SUMMERS, L. H. Labor Market dynamics and unemployment: a reconsideration. **Brookings Papers on Economic Activity**, n 1, 1979.

DAVIDSON, Russel e MACKINNON, James G. **Econometric Theory and Methods**. New York: Oxford University Press, 2004.

EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S. T. **Modern Labor Economics: Theory and Public Policy: International Edition**. Pearson Education. 2008.

GUIMARAES, D. B.; ARRAES, R. A. **Status Sócio-Econômico, Background Familiar, Formação Educacional e as Chances de Sucesso dos Candidatos ao Vestibular da UFC**. In: IV Encontro Economia do Ceará em Debate, Fortaleza – CE, 2008.

LANCASTER, T. Econometric methods for the duration of unemployment. **Econometrica**, v. 47, n. 4, p. 939-956, 1979.

LANCASTER, T; NICKEL, S. The analysis of reemployment probabilities for the unemployment. **Journal of the Royal Statistical Society A**, v. 143, n. 2, 1980.

LAYARD, R; NICKELL, S; JACKMAN, R. **Unemployment: Macroeconomic performance and the labor market**. O.U.P; 1991.

LONG, J. S. **Models for Categorical and Limit Dependent Variables**. Sage Publications, 1997.

MACHADO, A. F.; RIBAS, R. P.; PENIDO, M. Mobilidade entre estados de pobreza e inserção no mercado de trabalho: uma análise para o Brasil metropolitano em 2004. **Revista de Economia Aplicada**, v. 11, p. 253-279, 2007.

MADDALA, G. S. **Limited Dependent and Qualitative Variables in**

Econometrics. Cambridge University Press, 1998.

MENEZES-FILHO, N. A.; PICCHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 30, n. 1, p. 23–48, 2000.

NICKEL, S. Estimating the probability of leaving unemployment. **Econometrica**. V 47, n 4, 1979.

OLIVEIRA, V. H.; CARVALHO, J. R. **Os Determinantes da Duração do Desemprego no Brasil: Uma Análise com Dados da Pesquisa de Padrão de Vida do IBGE**. In: XI Encontro Regional de Economia, 2006, Fortaleza. Anais do XI Encontro Regional de Economia. Fortaleza: Banco do Nordeste, 2006. v. 1.

OLIVEIRA, J. L.; ROSA, A. L. T. **Uma Análise dos Determinantes da Alocação de Tempo dos Jovens Cearenses entre Estudar e Trabalhar**. Texto para Discussão IPECE, n 35, 2006.

PENIDO, M.; MACHADO, A. F. **Desemprego: Evidências da Duração no Brasil Metropolitano**. Texto para discussão, n 176, Belo Horizonte:UFMG/ Cedeplar, 2002.

PENIDO, M.; MACHADO, A. F. **Duração de desemprego na região Metropolitana de Belo Horizonte**. In: X Seminário sobre Economia Mineira, Belo Horizonte – MG, 2000.

PENIDO, M.; MACHADO, A. F. **Duração do desemprego no Brasil Metropolitano**. In: Simone Wajnman; Ana Flávia Machado. (Org.). Mercado de Trabalho: Uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil. Belo Horizonte: Editora da UFMG, 2003, v. 1, p. 203-218.

RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F. **Mudanças no mercado de trabalho retiram famílias da pobreza? Determinantes domiciliares e agregados para a saída da pobreza nas regiões metropolitanas brasileiras**. In: XXXV Encontro Nacional de Economia, 2007, Recife. Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia. São Paulo: ANPEC, 2007. p. 1-22.

WOOLDRIDGE, J. M., **Econometric Analysis of Cross-sectional and Panel Data**, Michigan University, MIT Press, 2002.

EFEITOS DA POLÍTICA DE ATRAÇÃO DE INCENTIVOS INDUSTRIAIS NO CEARÁ SOBRE O EMPREGO NO PERÍODO 2002-2005

Guilherme Irffi*
Fernando A. N. Nogueira*
Flavio Ataliba F. D. Barreto*

RESUMO

O presente trabalho objetiva avaliar empiricamente a eficácia do Fundo de Desenvolvimento Industrial – FDI na geração de emprego, compreendendo o período 2002 a 2005. Através da base de dados com informações das empresas que receberam incentivo fiscal para se instalar, modernizar ou realocar seus investimentos no Estado, foram estimados dois modelos: o primeiro utiliza informações *cross-section* e tem por finalidade captar a taxa de crescimento do emprego formal. O outro utiliza dados em painel, para averiguar o efeito do PIB *per capita*, do estoque de capital humano e do consumo de energia elétrica sobre o estoque de empregos formais. No tocante aos resultados, pode-se inferir que o FDI foi ineficaz quanto à sua meta de gerar empregos. Esse resultado joga luz na necessidade de se discutir modificações nas políticas de desenvolvimento industrial do estado do Ceará.

Palavras-chave: Política Industrial, Incentivo Fiscal, Emprego, Avaliação Econométrica.

ABSTRACT

This study aims to empirically assess the effectiveness of the Fund for Industrial Development (FDI) in the generation of employment, including the period from 2002 to 2005. Through the database of informa-

* Doutorando em Economia (CAEN-UFC). Professor da Universidade Federal do Ceará, Dep. Economia, Campus Sobral.

** Mestre em economia pelo CAEN-UFC. Auditor Fiscal da Receita do Estado do Ceará.

**** Doutor em Economia pela EPGE-FGV. Professor do Departamento de Economia Aplicada da UFC.

tion from companies that received tax incentives to install, upgrade or relocate their investments in the State, were estimated two models: the first uses information *cross-section* and aims to raise the rate of employment growth formal. The other, using panel data, to investigate the effect of GDP *per capita*, the stock of human capital and consumption of electric power on the stock of formal jobs. With regard to results, we can infer that the FDI was ineffective on its goal of generating jobs, is seen that the impact on the stock or the rate of formal job growth was zero, so future policies for industrial development the state of Ceará can be corrected (or revised) on how to implement.

Key-words: Industrial Policy, Tax Incentives, Employment, Evaluation Econometric.

Classificação JEL: J08; R58.

1. INTRODUÇÃO

As diferenças estruturais perpetuadas ao longo do tempo entre as economias estaduais brasileiras, bem como, a ausência ou quase inexistência de políticas federais destinadas a combater as desigualdades regionais após a Constituição de 1988, fomentaram, dentro do estado federativo, o surgimento de políticas estaduais específicas como forma de corrigir as “falhas de governo” e “falhas de mercado” no tocante a atração de investimentos que pudessem modificar a dinâmica da economia local.

De uma forma geral, as políticas de industrialização são baseadas em dois princípios: o primeiro versa sobre a oferta de infra-estrutura física para atender as necessidades das indústrias, como construção de estradas, serviços de água e esgoto, energia, gás, portos, aeroportos, comunicação, chegando à oferta de distritos industriais com toda estrutura para implantação de indústrias, enquanto o segundo se dá pela concessão de incentivos fiscais, representados pela isenção ou alíquota diferenciada de impostos.

Dentre as políticas utilizadas pelo Governo do Ceará nos últimos anos para promover o desenvolvimento econômico do Estado, destacam-se as de incentivo à industrialização, via Fundo de Desenvolvimento Industrial do Ceará (FDI), notoriamente percebida pela isenção e prorrogação de impostos (incentivos fiscais), no intuito de dar apoio à implantação,

modernização, realocação e ampliação de empresas industriais consideradas fundamentais para o desenvolvimento local.

O FDI tem como um dos principais objetivos aumentar o estoque de empregos formais no Ceará, sendo assim, esta pesquisa pretende-se verificar se o programa teve êxito nesse objetivo durante o período de 2002 a 2005. Para isso, serão realizados dois exercícios empíricos, o primeiro para avaliar a taxa de crescimento do número de postos de trabalhos formais¹ concebido pela Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), enquanto o segundo avalia o efeito sobre o número de postos de trabalhos formais.

Para o desenvolvimento desse ensaio, organizaremos nossa abordagem em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda considera os aspectos estruturais do FDI no Ceará. Na seção seguinte são descritas a metodologia empregada, a base de dados e os métodos econométricos utilizados para a realização do exercício empírico proposto para avaliar o FDI, enquanto instrumento de política industrial na geração de emprego no Ceará. Na quarta seção, são apresentados os resultados gerados pelos modelos *cross-section* e com dados em painel e a discussão dos resultados. E, por fim, são feitas as considerações finais, trazendo a síntese dos achados da investigação, acompanhando da lista da literatura teórica e empírica em que se arrimou à pesquisa.

2. COMPETIÇÃO FISCAL E O FUNDO DE DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL (FDI)

No contexto de disputa por investimentos nacionais, criou-se o que se convencionou chamar de “guerra fiscal” entre os entes federados. Os esforços de desconcentração regional têm envolvido renúncia fiscal para empresas se localizarem em diversos estados. Essa política tem gerado diversos questionamentos como a possibilidade de gerar concorrência desigual com as empresas já existentes e a possibilidade indireta de reduzir a capacidade de poupança do governo.

É fato que a implantação de indústrias em regiões pobres possa aumentar a demanda por trabalhadores naquela localidade, muito embora esta procura recaia sobre atividades de baixa qualificação. O problema é que do ponto de vista de um estado, empregos em outras localidades

¹ Entende-se por emprego formal, os vínculos empregatícios com carteira assinada.

podem estar sendo perdidos pelo fechamento de outras empresas sem benefícios fiscais. Nesse sentido, o debate existente sobre “incentivos fiscais e política de atração de investimentos” têm tornado cada vez mais controverso, haja vista que afirmar que ela é boa ou ruim, vai muito além da análise sob o ângulo fiscal. A política não pode ser considerada boa, somente pelo provável efeito do aumento da base arrecadadora local, ou taxada como ruim, pela suposição que ela subtrairá receitas globais da federação.

Praticar uma política de industrialização, principalmente nos estados brasileiros mais pobres, é uma tentativa de minimizar as diferenças existentes quanto ao estoque de capital, que desestimula o incentivo privado e leva à falta de estímulos endógenos da economia para realização de investimentos, com conseqüência no agravamento da defasagem de capital. Sob esta ótica, estes estados estariam em um ciclo vicioso que prejudicaria o seu processo de crescimento.

Os incentivos surgem, em tese, como um instrumento para corrigir as falhas de mercados, entretanto, a definição, a clareza de regras e a transparência de resultados se tornam primordiais para que as ações governamentais não acabem transformando este instrumento de política econômica não fracasse o sistema de incentivos. Desta forma, atrelado à concessão de incentivos é imprescindível à existência de controles e avaliações, para corrigir falhas detectadas no processo de concessão e resultados obtidos, como forma de redirecionar políticas.

Ressalte-se, que as políticas de incentivos fiscais, tendem a compensar de imediato, a estrutura de custo dentro das empresas incentivadas devido às deficiências externas que estão submetidas geograficamente, tais como: distância dos mercados (fornecedor e consumidor), infra-estrutural e capital humano. É sabido que o crescimento de longo prazo está em grande parte ligado à capacidade que a mesma possui de gerar ou absorver novas tecnologias. Além do mais, a dotação de infra-estrutura, a qualidade das instituições, a credibilidade do governo também tendem a proporcionar um crescimento sustentado.

A maioria das unidades da Federação no país tem adotado algum tipo de incentivo à industrialização. No Estado do Ceará, a política de atração de empreendimentos industriais foi encetada no primeiro governo Virgílio Távora, 1962 – 1966, culminando com a promulgação da Lei nº.

10.367, em 01 de dezembro de 1979, que instituiu o Fundo de Desenvolvimento Industrial do Ceará (FDI).

Naquele momento, o setor industrial era entendido como o elemento chave para o desenvolvimento. A criação do FDI foi uma estratégia gerida com o objetivo principal de dotar o Ceará de um aporte legalizado que viabilizasse o incentivo à industrialização. Em 1989 a regulamentação do FDI foi alterada, e passou a permitir que o Estado desse apoio à implantação, realocação, ampliação, modernização, recuperação e ao funcionamento de empresas industriais consideradas de fundamental interesse para o desenvolvimento socioeconômico do Ceará.

Paralelamente as essas alterações, foram criados, desde a década de 1980, programas que utilizariam os recursos disponibilizados por este Fundo, o PROVIN (Programa de Atração de Investimentos Industriais), O PDCI (Programa de desenvolvimento do Comércio Internacional e das Atividades Portuárias do Ceará) e o PROAPI (Programa de Incentivos às Atividades Portuárias e Industriais).

O PDCI criado em outubro de 1996, por meio do Decreto nº. 24.249, visava o desenvolvimento das atividades relacionadas com o comércio internacional e as atividades portuárias, dimensionando empréstimos, e subsídios do valor principal e dos encargos financeiros destas operações, desde que tivessem como destinatários estabelecimentos localizados no Estado do Ceará.

O PROAPI criado em julho de 1997 pelo do decreto nº. 24.530 e tinha como características principais o financiamento do capital de giro das empresas industriais exportadoras de partes ou componentes de calçados, ou do produto como um todo e de artefatos em couro. Por último, o PROVIN, que tem origem ainda no início da década de 1980 e, 1989, fomos reformulados e passou a conceder, como principal forma de incentivo, um empréstimo sobre o ICMS arrecadado pelas empresas incentivadas.

Desde a criação do FDI, foram necessárias alterações nos mecanismos de incentivo operado por esta política no Ceará devido às diferenças econômicas existentes entre os municípios da rede metropolitana de Fortaleza e os localizados fora desta região. As principais modificações ocorreram nos anos de 1995, 2002 e 2003. Com o intuito de descentralizar os empreendimentos industriais incentivados foram feitas as alterações de

incentivos em agosto de 1995. Em 2002, as políticas de incentivo foram direcionadas notadamente para os municípios onde fossem identificados germes de aglomeração industrial. E por fim, em 2003, o FDI, foi alterado no intuito de melhorar o conjunto de vantagens locacionais de segmentos e setores industriais afetados por algumas insuficiências estruturais, geradas por falhas de mercado e de políticas federais destinadas a promover o desenvolvimento regional.

3. METODOLOGIA

3.1 A descrição dos modelos: cross-section e dados em painel

O modelo inicial utilizado para avaliar empiricamente o FDI baseia-se numa especificação que utilizará apenas parcialmente o potencial da base de dados disponível, haja vista a disponibilidade de informações durante o período em voga. Sendo assim, essa estimativa servirá para analisar a variação temporal do crescimento dos postos de trabalho formais; ou seja, no número de trabalhadores com carteira assinada nos municípios cearenses durante os anos de 2002 a 2005. Pretende-se avaliar a eficácia do programa de promoção industrial adotada no Ceará no período de 2002 a 2005, onde o FDI aparece como principal instrumento para atração de empresas para o Estado.

Como primeiro passo, define-se a variável de tratamento através de uma variável binária “FDI” que assume o valor 1 (um) para o município que recebeu pelo menos uma empresa incentivada durante o período referido, e 0 (zero), caso o município que não tenha recebido nenhuma empresa incentivada. Com isso, dois grupos de municípios podem ser identificados: o primeiro chamado de grupo controle, não recebeu nenhuma empresa incentivada no período de análise; o segundo grupo, chamado de grupo tratamento, recebeu pelo menos uma empresa incentivada pelo FDI no período analisado.

Para medir o impacto do programa de promoção industrial em relação à geração de empregos, usa-se como variável dependente a taxa de variação do estoque de postos de trabalhos do setor formal em cada município, fornecido pela RAIS no ano de 2002 a 2005. O vetor de variáveis exógenas (explicativas) é composto pelo nível educacional da força

de trabalho, pois se acredita que quanto maior no nível educacional da mão-de-obra mais preparada ela esteja para ser absorvida pelo mercado de trabalho; do percentual de comparecimento da população no primeiro turno da eleição de 2002, para que se tenha uma idéia de conscientização da população; o PIB municipal *per capita*, por ser capaz de quantificar o nível de atividade econômica do município; e o consumo de energia elétrica industrial municipal, o qual servira como *proxy* para a utilização da capacidade instalada do setor industrial.

Nesse sentido, o modelo econométrico será especificado da seguinte forma:

$$Y_i = \beta_0 + \theta FDI_i + X_i' \beta + u_i \quad (1)$$

Cabe ressaltar que foi aplicado logaritmo natural nas variáveis que compõe o vetor X, sendo assim, o coeficiente do referido vetor expressará as respectivas elasticidades.

Outra estratégia econométrica adotada para estimar os parâmetros segue a utilização de modelos com dados em painel. Esse método de estimação possui algumas vantagens em relação a outros métodos como MQO, por exemplo. Essas vantagens são derivadas da maior quantidade de informação, maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de graus de liberdade e maior eficiência dos estimadores. Além disso, esta análise permitirá uma investigação espacial e ao longo do tempo sobre os efeitos da variável FDI sobre o número de postos de trabalhos formais no Ceará.

O modelo econométrica com dados em painel pode ser descrito como,

$$Y_{it} = X'_{it} \beta + c_i + u_{it} \quad i = 1, \dots, 169 \quad t = 2002, \dots, 2006 \quad (2)$$

Neste caso, o interesse reside em estimar os efeitos parciais das variáveis explicativas composta no vetor X em relação a variável dependente Y. A variável c_i representa a heterogeneidade não observada no modelo, uma vez que esta é uma variável latente que pode captar as características não observáveis entre os municípios e que são imutáveis ao longo do tempo como, por exemplo, as características naturais (nível escassez de água, temperatura média, nível pluviométrico e etc.) observações no *cross-section*. Ainda em relação a variável latente, vale ressaltar que esta tem como suposição que o seu efeito parcial é constante no tempo, no entanto, pode ser distinto entre as observações do

cross-section. O termo u_{it} é o erro estocástico, onde se supõem que $E(u_{it} \mid X_i, c_i) = 0$.² E, por fim, o subscrito i indica a dimensão no seccional, e t indica a dimensão no temporal.

Não obstante, a estimação com dados em painel possibilita diversas maneiras de tratar os efeitos da heterogeneidade não observada. Wooldridge (2002) apresenta de maneira detalhada os modelos de efeitos fixos (EF) ou aleatórios (EA), como formas de tratar tal problema econométrico.²

3.2 Base de Dados

Para realizar a avaliação econométrica do impacto do FDI sobre a geração de empregos no estado serão coletados dados sobre emprego e nível educacional dos trabalhadores oriundos da RAIS divulgadas anualmente pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE).³ Os dados relativos aos incentivos fiscais concedidos têm sua origem na Secretaria de Desenvolvimento Econômico do Estado do Ceará (SDE) e agrega as informações de localização, data da implantação ou realocação do empreendimento, período de concessão do benefício.

Desta forma, definimos PT como variável dependente do modelo, representando a quantidade de postos de trabalho formal por município. PT é influenciada por FDI (incentivos fiscais concedidos), por EANF (total de indivíduos analfabetos no setor formal por município), por EB (total de indivíduos no ensino básico empregados no setor formal por município), por EF (total de indivíduos no ensino fundamental empregados no setor formal por município), por EM (total de indivíduos no ensino médio do setor formal por município), por ES (total de indivíduos no ensino superior do setor formal por município), CIEE (consumo industrial de energia elétrica), PIB (Produto Interno Bruto *per capita*), e pela ELEIÇÃO (representa o percentual de pessoas que compareceram as urnas no primeiro turno da eleição de 2002 para governador).

Como já comentado a variável FDI assumirá a condição binária, assumindo valor 1 (um) para o município que recebeu pelo menos uma empresa incentivada no período sob análise, e 0 (zero), caso o município não tenha recebido nenhuma empresa. Criam-se, assim, dois grupos de municípios: o de controle (nenhuma empresa incentivada) e o de tratamento (com pelo

² O não controle desse problema tem como consequência a estimação de parâmetros inconsistentes.

³ Esta pesquisa optou-se por não desagregar os empregos formais para o setor industrial por acreditar que a instalação de uma indústria em determinado município tende a propiciar *spillovers* para as demais atividades.

menos uma empresa incentivada). As variáveis explicativas dividem-se em dois tipos: a que se refere ao tratamento (F) e um vetor de variáveis exógenas discriminadas conforme o Quadro 1.

Quadro 1 - Descrição das Variáveis

Variáveis	Descrição	Fonte
PT	Quantidade total de postos de trabalho no setor formal por município	RAIS/MTE
FDI	Dummy representante da atuação do programa nos municípios.	SDE/CE
CIEE	Consumo industrial de energia elétrica em (MWh) por município	COELCE
EANF	Total de indivíduos analfabetos no setor formal por município	RAIS/MTE
EB	Total de indivíduos no ensino básico do setor formal por município	RAIS/MTE
EF	Total de indivíduos no ensino fundamental do setor formal por município	RAIS/MTE
EM	Total de indivíduos no ensino médio do setor formal por município	RAIS/MTE
ES	Total de indivíduos no ensino superior do setor formal por município	RAIS/MTE
EDUC*	Estoque de capital humano, número de residentes com mais de 11 anos de estudo.	Irffi et al (2008)
ELEICAO	Percentual de comparecimento a urnas no primeiro turno da eleição de 2002 para governador	TSE
PIB	Produto Interno Bruto <i>per capita</i>	IPECE

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: * O estoque de capital humano construído por Irffi, Trompieri Neto, Oliveira et. al. (2008), leva em consideração o número de habitantes por município com no mínimo 11 anos de estudo; ou seja, com ensino médio completo.

Durante os anos de 2002 a 2005 foram concedidos benefícios fiscais a 104 empresas. Deste total, 44 empresas estão localizadas nos municípios de Maracanaú, Fortaleza e Caucaia, as quais receberam respectivamente 21, 13 e 10 empresas. Diante disso, pode-se inferir que a política industrial ainda deixa a desejar no tocante a descentralização industrial na RMF, haja vista que aproximadamente 40% das empresas estão instaladas na RMF. Mais especificamente no município de Maracanaú que conta com 20% dos benefícios concedidos pelo governo.

4. ANÁLISE EMPÍRICA

Nessa seção apresentaremos os resultados dos exercícios empíricos realizados pela pesquisa para mensurar o efeito da política industrial praticada pelo governo do Estado com o objetivo de aumentar o número de postos de trabalhos formais, durante o período de 2002 a 2006. Para isso, foram estimados três modelos, um com dados em *cross-section* e outros dois em painel.

A Tabela 1 reporta as estimativas do modelo *cross-section* e um primeiro resultado interessante que emerge é que somente o consumo de energia elétrica industrial e o número de trabalhadores com ensino base são estatisticamente diferentes de zero.

Tabela 1 - Modelo Cross-Section estimado com correção de White para heterocedasticidade

Variável dependente: Taxa de Crescimento do número de postos de trabalhos formais entre os anos de 2002 e 2005				
Variáveis	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística – t	p-valor
Intercepto	0.5999	0.3660	1.6390	0.1031
Política Industrial (FDI)	0.0522	0.0384	1.3596	0.1758
Eleição	-0.2753	0.1811	-1.5206	0.1303
Elétrica (CIEE)	0.0298	0.0101	2.9507	0.0036
PIB	-0.0355	0.0543	-0.6539	0.5141
Analfabetos (ENAF)	0.0108	0.0168	0.6454	0.5196
Ensino Base (EB)	-0.0427	0.0172	-2.4788	0.0142
Ensino Fundamental (EF)	0.0019	0.0152	0.1251	0.9006
Ensino Médio (EM)	-0.0384	0.0240	-1.5980	0.1120
Ensino Superior (ES)	-0.0139	0.0151	-0.9149	0.3616
Testes de especificação				
R ²	0.1892		N	182
F – estatística	4.2273		P-valor	0.0001
OBS* R ²	74.7960		P-valor	0.0259

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com isso, pode-se inferir que um aumento de 10% no consumo de energia elétrica industrial ira aumentar em 2.98% a taxa de crescimento do número de postos de trabalhos formais, isso devido ao consumo de energia ser uma boa *proxy* para utilização da capacidade instalada da industrial, logo, um aumento na capacidade instalada da industria repercute em um aumento na taxa de crescimento do emprego formal. Por outro lado, um aumento do numero de trabalhadores com ensino base completo (1^a a 4^a série) exerce um impacto negativo sobre a taxa de variação dos postos de trabalhos formais.

Outrossim, apenas 18% da taxa de crescimento (variação) dos postos de trabalhos formais são explicados pelo modelo e, ainda, em conformidade com a estatística F pode-se dizer que o modelo é estatisticamente significativo. Portanto, pode-se inferir que a política industrial de incentivos

fiscal, adotada pelo governo cearense no ano de 2002 não exerce nenhum impacto na taxa de crescimento do número de postos de trabalho durante o período de 2002 a 2005.

No intuito de certificar-se a robustez desse resultado, estimou-se outro modelo só com a variável Política Industrial (FDI), Tabela 2, e constatou-se que a mesma continua estatisticamente igual à zero.

Tabela 2 - Modelo Cross-Section

Variável dependente: Taxa de Crescimento do número de postos de trabalhos formais para os anos de 2002 e 2005				
Variáveis explicativas	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística - t	p-valor
Intercepto	0.0969	0.0147	6.6013	0.0000
Política Industrial (FDI)	0.0184	0.0457	0.4023	0.6880
Testes de especificação				
R ²	0.0009		N	184
F - estatística	0.1618		P-valor	0.6879
OBS*R-squared	0.2824		P-valor	0.5951

Fonte: Resultados da pesquisa.

No modelo com dados em painel empregou-se o teste de Hausman para decidir qual modelo é mais apropriado, haja vista que o referido teste tem como hipótese nula a não existência de correlação entre o termo do erro (componente idiossincrático) e as variáveis explicativas; ou seja, válida a abordagem de efeitos aleatórios. Portanto, é um teste de especificação entre efeito aleatória e efeito fixo.

A Tabela 3 reporta o modelo estimado por efeito fixo, uma vez que o teste de Hausman rejeitou a hipótese nula (efeito aleatório). Nota-se que o R^2 se mostrou baixo 0,1467; isto permite inferir que 14,67% das variações nos postos de trabalhos formais são explicados pelo modelo estimado.

Ainda em conformidade com a Tabela 3, observa-se que a variável Política Industrial (FDI) apresentou coeficiente estatisticamente insignificante, assim como o consumo de energia elétrica industrial. Nesse sentido, pode-se inferir que a política industrial não exerce nenhum impacto sobre o estoque total de empregos formais (número de trabalhadores com carteiras assinadas). Este resultado corrobora com o apresentado por Carvalho, Barreto & Oliveira (2004).

Tabela 3 - Modelo com Dados em Painel, estimado por Efeito Fixo

Variável dependente: Número de postos de trabalhos formais, PT, 2002 a 2005				
Variáveis explicativas	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística – t	p-valor
Intercepto	1.3024	0.2449	5.32	0.000
Política Industrial (FDI)	0.0004	0.0118	0.03	0.975
Elétrica (CIEE)	-0.0028	0.0204	-0.14	0.890
PIB	0.3735	0.1045	3.57	0.000
Estoque de Capital Humano (EDUC)	0.1573	0.0566	2.78	0.006
Testes de especificação				
R ²	0.1467		N*T	730
F (4,542)	23.30		P-valor	0.0000
Teste de Hausman	321.30		P-valor	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

O PIB municipal *per capita*, por outro lado, apresenta um efeito positivo sobre o estoque de empregos formais, isto sugere que a atividade econômica municipal é representativa para explicar o número de postos de trabalhos formais. O estoque de capital humano também impacta de forma positiva sobre o estoque de empregos formais, um aumento de 10% no número de pessoas com ao menos o ensino médio completo gerará um aumento de 1,57% no número de postos formais no Estado.

O nível educacional de uma região (estado, município ou nação) pode ser determinante no sucesso de uma política industrial voltada a atrair empresas para o Estado, haja vista que o capital humano é fundamental para o crescimento econômico e, além disso, pessoas com nível educacional elevado tende a receber maiores salários.

Diante desses resultados, para se pensar em aumentar o estoque de empregos formais nos municípios cearenses é preciso aumentar o nível educacional dos residentes, uma vez que o efeito educacional (nível médio) foi relevante para explicar o número de posto de trabalhos formais.

A partir do resultado desse modelo, no entanto, pode-se inferir que a atividade econômica exerce um efeito superior ao estoque de capital humano no número de postos de trabalhos formais. Assim como no modelo *cross-section*, que mensura a taxa de crescimento do estoque de empregos formais para o período 2002 a 2005, foi estimado um modelo apenas com a variável política industrial no intuito de certificar-se que a mesma não

exerce nenhum impacto sobre o número de postos de trabalhos formais, isto é, a variável é estatisticamente igual a zero (Tabela 4).

De uma maneira geral, os resultados apresentados pelos modelos geram um suporte empírico à afirmação de que a política industrial de atração de empresas por meio de concessões fiscais e apoio à infraestrutura não foi eficaz em sua meta de gerar empregos no Estado, uma vez que a política industrial não exerce nenhum impacto sobre o estoque de empregos formais e nem sobre a taxa de crescimento dos empregos formais.

Tabela 4 - Modelo com Dados em Painel, estimado por Efeito Fixo

Variável dependente: Número de postos de trabalhos formais, PT, 2002 a 2005				
Variáveis explicativas	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística - t	p-valor
Intercepto	3.0248	0.0043	697.86	0.000
Política Industrial (FDI)	-0.0102	0.0126	-0.81	0.418
Testes de especificação				
R ²	0.0012		N*T	736
F (1,551)	56.86		P-valor	0.4176
Teste de Hausman	70.25		P-valor	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Por meio de exercícios empíricos realizados nessa pesquisa observou-se que a política industrial de atração de empresas por meio de concessões fiscais e apoio à infra-estrutura praticada pelo Governo não foi eficaz em sua meta de gerar empregos. O Fundo de Desenvolvimento Industrial do Ceará, principal mecanismo dessa política, não apresentou impacto significativo sobre o estoque total de empregos e nem sobre a variação do referido estoque durante o período de 2002 a 2005.

Essa importante conclusão vem respaldada por estimativas de dois modelos econométricos. O primeiro é estimado por Mínimos Quadrados Ordinários com correção de White para heterocedasticidade, que contou com dados dispostos em formato “*cross-section*”. Enquanto o segundo que se utilizou de dados longitudinais (painel de dados). Todas as estimativas do parâmetro que mensura o impacto do FDI no nível de emprego foram estatisticamente insignificantes.

Observou-se, também, que a infra-estrutura mensurada pelo consumo de energia elétrica industrial afeta a geração de emprego (isto é, o estoque de postos de trabalho formal), modelo “cross-section”. Outra importante conclusão emerge do modelo com dados em painel, a qual se refere ao efeito positivo do estoque de capital humano sobre o estoque de postos de trabalhos formais nos municípios cearenses.

Apesar da robustez dos resultados obtidos, estes devem ser encarados mais como um indicativo do que uma conclusão definitiva. Isso porque existem certas limitações a serem desenvolvidas pelo trabalho futuramente como, por exemplo, o curto espaço de tempo disponível na amostra utilizada pode não ter captado o efeito real do programa caso os impactos do FDI se refletirem no longo prazo. Também, a ausência de um maior número de variáveis independentes pode ser um fator que distorça o impacto do FDI sobre o estoque de emprego.

BIBLIOGRAFIA

AMARAL FILHO, J. **Incentivos Fiscais e Políticas Estaduais de Atração de Investimentos**, Texto para Discussão n. 8, Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE, Fortaleza, 2003.

BIDERMAN, C; ARVATE, P. **Economia do Setor Público no Brasil**. Rio de Janeiro: Campus, 2005.

CARVALHO, J. R.; BARRETO, F. A. F. D.; OLIVEIRA, V. H., **O Fundo de Desenvolvimento Industrial do Ceará: Uma Avaliação Econômica com Dados em Painel para o Período de 1995 a 2001**, CAEN/ UFC, Fortaleza, 2004.

DIAS, F. R. C.; HOLANDA, M. C.; AMARAL FILHO. **Base Conceitual dos Critérios para Concessão de Incentivos para Investimentos no Ceará – FDI**, Nota Técnica n. 3, Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE, Fortaleza, 2003.

FISHER, P. S.; PETERS, A. H., Tax and spending incentives and enterprise zones, **New England Economic Review**, p. 109 – 138, 1997.

HECKMAN, J., LALONDE, T.; SMITH, J. A., **The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs**, **Handbook of Labor Economics**, Amterdan, Elsevier Science, v. 3A, Cap. 31, p.1865-2097,

1999.

IRFFI, G.; TROMPIERI NETO, N.; OLIVEIRA, J. L. *et al.*, **Determinantes do Crescimento Econômico dos Municípios Cearenses**. Texto para Discussão n. 39, Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE, Fortaleza, 2008.

LUCAS Jr., R. E. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, n. 22, p. 3-42, 1988.

PONTES, P. A.; VIANA, P. J. R. **Análise da Política de Incentivo ao Desenvolvimento Industrial do Estado do Ceará no Período 2001-2004**, Nota Técnica n.12, Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE, Fortaleza, 2005.

PONTES, P. A.; VIANA, P. J. R.; HOLANDA, M. C. **Um Perfil das Empresas atraídas pelo FDI no período 2001-2006**, Texto para Discussão n. 28, Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE, Fortaleza, 2006.

RODRIGUES, D. A., O Papel dos Governos Estaduais na indução do Investimento: a experiência dos Estados do Ceará, Bahia e Minas Gerais, **Revista BNDES**, n. 10, 1998, disponível em <http://www.bndes.gov.br/cohendimento/revista/rev1007.pdf>.

SECRETARIA DE PLANEJAMENTO DO ESTADO DO CEARÁ. **Plano de desenvolvimento sustentável e os projetos estruturantes**. Ceará, maio 1998.

VARSAÑO, R., **A Guerra Fiscal do ICMS: Quem Ganha e Quem Perde**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997, Texto para Discussão n. 500.

WOOLDRIDGE, J. M., **Econometric Analysis of Cross-sectional and Panel Data**, Michigan University, MIT Press, 2002.

Anexo I

Tabela 5 - Matriz de Correlação entre as variáveis do Modelo Cross-Section

Variáveis	Taxa de Crescimento	FDI	Eleição	Elétrica (CIEE)	PIB	Analfabetos (ENAF)	Ensino Base (EB)	Ensino Fundamental	Ensino Médio (EM)	Ensino Superior (ES)
Taxa de Crescimento *	1.00									
FDI	0.07	1.00								
Eleição	-0.02	0.22	1.00							
Elétrica (CIEE)	0.08	0.52	0.17	1.00						
PIB	-0.02	0.53	0.19	0.71	1.00					
Analfabetos (ENAF)	-0.07	0.38	0.17	0.69	0.55	1.00				
Ensino Base (EB)	-0.19	0.39	0.10	0.65	0.60	0.66	1.00			
Ensino Fundamental (EF)	-0.09	0.52	0.08	0.75	0.65	0.64	0.72	1.00		
Ensino Médio (EM)	-0.17	0.49	0.07	0.71	0.63	0.65	0.70	0.86	1.00	
Ensino Superior (ES)	-0.15	0.41	0.05	0.68	0.57	0.62	0.63	0.69	0.79	1.00

Fonte: Resultados da pesquisa.

(*) Taxa de Crescimento do número de postos de trabalhos formais entre os anos de 2002 e 2005.

Tabela 6 - Matriz de Correlação entre as variáveis do modelo com Dados em Painel

Variáveis	Número de postos de trabalhos formais (PT)	Política Industrial (FDI)	Elétrica (CIEE)	PIB	Estoque de Capital Humano (EDUC)
Número de postos de trabalhos formais	1.0000				
Política Industrial (FDI)	0.5281	1.0000			
Elétrica (CIEE)	0.7958	0.4515	1.0000		
PIB	0.7046	0.4337	0.6816	1.0000	
Estoque de Capital Humano (EDUC)	0.8235	0.4168	0.7010	0.5304	1.0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

OS MUNICÍPIOS CEARENSES APÓS 14 ANOS DE PLANOS DE DESENVOLVIMENTO SUSTENTÁVEL

Maria Ivoneide Vital Rodrigues*
Patricia Veronica Pinheiro Sales Lima**
Maria Irles de Oliveira Mayorga***
Francisco Casimiro Filho****
Suely Salgueiro Chacon*****

RESUMO

Essa pesquisa propõe uma análise do Plano de Desenvolvimento Sustentável (PDS), após 14 anos de criação. Para tanto, foram construídas, para os cento e oitenta e quatro municípios cearenses, matrizes de indicadores englobando quatro vetores: proteção ao meio ambiente; reordenamento do espaço; capacitação da população; e geração de emprego e desenvolvimento sustentável da economia. Cada grupo de indicadores foi submetido à análise fatorial e foram construídos quatro índices parciais de acordo com o vetor selecionado. Logo após, utilizou-se a análise de agrupamento para dividir os municípios em cinco classes: muito bom, bom, médio, ruim e muito ruim conforme as suas características semelhantes. O Índice de Desenvolvimento Sustentável foi estabelecido por meio da média aritmética entre os quatro índices parciais outrora calculados. Os municípios de Fortaleza e Maracanaú foram considerados os municípios mais desenvolvidos. Constatou-se, também, que 84,24% dos municípios classificaram-se nos níveis médio, ruim e muito ruim, verificando a necessidade da revisão ou implantação de novos programas que ofereçam serviços nas áreas de meio ambiente, educação, saúde, habitação e nas condições de geração de emprego e renda para a população e, consequentemente, consigam melhorar seus índices de desenvolvimento.

* Economista – Mestre em Economia Rural.

** Engenheiro Agrônomo, Doutora em Economia Aplicada. Professora do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará. Bolsista CNPq.

*** Economista, PhD em Manejo de Bacias Hidrográficas, Professora Dep. Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará.

**** Engenheiro Agrônomo, Doutor em Economia Aplicada. Professor do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará.

***** Economista. Doutora em Desenvolvimento sustentável. Professora da Universidade Federal do Ceará - UFC/Campus do Cariri.

Palavras-chave: Políticas Públicas, Análise Multivariada, Índice de Desenvolvimento Sustentável.

ABSTRACT

This research aims at analyzing the Sustainable Development Strategy (SDS), after 14 years since its creation. For that, indicating matrices, for the one hundred and eighty four counties from Ceara state have been developed, which comprises four vectors: environmental protection; relocation of public space; improvement of the population proficiency; and creation of jobs, as well as sustainable development of the economics. Each indicating group was submitted to factorial analysis, being also developed four partial indexes, according to each one of the vectors. Right after that, grouping analysis was used to divide the counties into five classes: very good, good, fair, undesirable, and very undesirable according to their comparable characteristics. The sustainable development index was established throughout the averages taken from the four partial indexes mentioned above. Fortaleza and Maracanaú counties qualified as the most developed. It may be concluded, also, that 84,24% of the counties qualified as fair, undesirable and very undesirable, urging the adjustment or implementation of brand new programs concerning the environment, education, public health, home, and creation of jobs and income sources improving, thus, the developmental indexes.

Keywords: Sustainable development strategy, Multivariate analysis, Sustainable Development Indexes.

1. INTRODUÇÃO

O governo do Ceará incorporou a dimensão de sustentabilidade em seus planos de desenvolvimento a partir de 1995 por meio do Plano de Desenvolvimento Sustentável do Estado do Ceará (PDS – CE). Esse plano, com o objetivo de melhorar a qualidade de vida da população no espaço temporal de 25 anos, gerou expectativas de redução das desigualdades sociais. Finalmente, o Estado, na sua condição de ator principal no processo de desenvolvimento sustentável, estaria iniciando um novo ciclo de transformações.

Após 14 anos, as expectativas em relação ao PDS – CE foram se concretizando ora em experiências exitosas ora em frustrações. Embora sejam perceptíveis alguns progressos em várias dimensões de bem-estar (menores taxas de mortalidade infantil, menores índices de analfabetismo, maior acesso à água e à energia elétrica), boa parte dos indicadores sociais dos municípios cearenses ainda aponta para uma situação de pobreza (LIMA *et al.*, 2008). Além desses dados, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios apontava, em 2007, que existiam 3.618.000 pessoas pobres (abaixo da linha da pobreza) e 1.518.000 pessoas extremamente pobres (indigentes). Mas, as taxas de crescimento econômico foram bem superiores às taxas de redução da pobreza.¹

A política de atração de investimentos que priorizou os setores industrial e de serviços, a expansão do agronegócio e da agricultura irrigada centrada na fruticultura, dentre outras iniciativas, promoveram, também, sérios problemas sociais (êxodo rural, falta de moradia nas cidades, falta de saneamento básico) e ambientais (desmatamento para extração da lenha, salinização do solo, assoreamento dos rios, perda da biodiversidade, comprometimento dos recursos hídricos) além de intensificar ainda mais as desigualdades entre as regiões urbana e rural ao diminuir as perspectivas de emprego no campo.

Diante do cenário descrito, esta pesquisa analisa a seguinte problemática: existe sustentabilidade no desenvolvimento do Estado do Ceará? Para tentar responder a esse questionamento foi construído um índice interdisciplinar que envolveu os quatro vetores propostos pelo Plano de Desenvolvimento Sustentável do Estado do Ceará elaborado e implantado em 1995 (Proteção ao meio ambiente, Reordenamento do espaço, Capacitação da população e Geração de emprego e desenvolvimento sustentável da economia) na tentativa de mensurar o Desenvolvimento Sustentável (DS) nos 184 municípios cearenses. Assim, o seu objetivo é analisar o Plano de Desenvolvimento Sustentável proposto para o Estado do Ceará a partir de seus objetivos específicos: Proteção ao meio ambiente, Reordenamento do espaço, Capacitação da população e Geração de emprego e desenvolvimento sustentável da economia.

Acredita-se que a presente pesquisa possa contribuir com os estudos

¹ Entre 2002/2007 nota-se uma redução de 6,80% do Índice de Gini, um aumento de 66,46% no PIB e uma redução de 19,34% na proporção da população abaixo da linha de pobreza (PNAD, 2007).

já realizados concernentes ao tema de maneira complementar ou, ainda, suplementar. Pois, a metodologia aqui proposta não invalida a possibilidade de inclusão de novos indicadores que permeiem a temática e contribuam para a construção de novos índices de desenvolvimento sustentável, o que vai ao encontro da necessidade de se criar canais de discussão, bem como, políticas voltadas ao desenvolvimento socioeconômico em consonância com a qualidade ambiental e, principalmente, com a participação ativa da comunidade local.

2. O PLANO DE DESENVOLVIMENTO SUSTENTÁVEL DO ESTADO DO CEARÁ

O Plano de Desenvolvimento Sustentável do Estado do Ceará (PDS – CE) foi formulado e implementado no ano de 1995. Este programa governamental se inseriu em um contexto em que sérios e graves desequilíbrios nas condições ambientais, econômicas e sociais ocorriam no território cearense. E, de acordo com BRASIL (1991), “não há como imaginar um estilo de desenvolvimento que possa ser ambientalmente sustentável, se não contiver uma solução para os graves desequilíbrios provocados pelas situações de pobreza extrema e de iniquidade socioeconômica”. Para dirimir tais desequilíbrios, o governo do Estado propôs que a base de formação do PDS – CE fosse de maneira participativa e democrática com o intuito de implantar o desenvolvimento sustentável no território cearense no longo prazo possuindo uma perspectiva para o ano de 2020. Landim (1997) relata que o desenvolvimento sustentável é um processo de mudança no qual a exploração dos recursos, a orientação dos investimentos, os rumos do desenvolvimento tecnológico e as mudanças institucionais dependem do tempo e do empenho político na intenção de não obter resultados desastrosos, pois, escolhas difíceis terão de ser feitas.

Segundo Andrade (2008), o PDS – CE foi criado para orientar políticas e definir objetivos para um espaço temporal de uma geração na tentativa de superar os sérios problemas adquiridos nos governos anteriores. Esses entraves, conforme CEARÁ (1995) foram expressos da seguinte forma: na degradação ambiental, na concentração espacial, na exclusão social, na vulnerabilidade econômica, no atraso cultural, científico e tecnológico, e na política de clientela

e Estado patrimonialista.

Diante desses problemas, o governo estadual possuía grandes desafios para enfrentar nas próximas décadas além de promover as mudanças propostas pelo PDS – CE. Assim, esse programa teve como principal objetivo a melhoria da qualidade de vida dos cearenses seus objetivos específicos foram: Proteção ao meio ambiente; Reordenamento do espaço; Capacitação da população; Geração de emprego e desenvolvimento sustentável da economia; Desenvolvimento cultural, científico, técnico e inovador e Melhoria da gestão pública.

Para cada objetivo acima citado, o plano estabeleceu diretrizes organizadas em torno de cinco vetores de intervenção voltados para alcançar o DS do Estado do Ceará. Esses vetores reuniam programas estruturantes que deveriam ser colocadas em práticas sob a forma de um modelo de gestão participativa. Assim, para o objetivo “**proteção ao meio ambiente**”, os programas estruturantes tentam estancar os processos de degradação dos solos, da desertificação e da exaustão dos recursos hídricos do Estado e, alcançando esse propósito, o Estado diminuirá as perdas na produtividade agrícola. Esse vetor, segundo CEARÁ (1995), está apoiado em três políticas estratégicas:

- Florestamento, Reflorestamento e Proteção da Biodiversidade, que contempla as seguintes ações:
- Combate à poluição, que contempla as seguintes ações:
- Desenvolvimento e Gestão dos Recursos Hídricos:

Para o “**reordenamento do espaço**”, o plano propõe uma rede equilibrada de cidades com o dinamismo proveniente da área rural, das atividades industriais e de serviços. Para alcançar esse propósito, o plano sugere uma ampliação na oferta e na redistribuição espacial da infra-estrutura econômica e social na busca de consolidar as atividades produtivas municipais e, conseqüentemente, proporcionar um maior desenvolvimento urbano. Percebe-se, então, que a intenção do PDS – CE, ao desenvolver essas estratégias é de proporcionar a integração entre áreas rurais e urbanas através da promoção da reforma agrária. As seguintes ações compõem esse segundo vetor:

- Estruturação da rede urbana, que desenvolverá programas e projetos com a finalidade de proporcionar a integração de

áreas marginalizadas social e economicamente ao espaço urbano construído;

- Organização fundiária, “com a finalidade de definir e executar a política agrária do Ceará, com vistas a democratizar a posse e otimizar o uso da terra e fortalecendo e expandindo a agricultura familiar cooperada” (CEARÁ, 1995).

A “**capacitação da população**”, promovida pelo PDS – CE, tem três programas estruturantes: universalização da educação básica; promoção da saúde; e promoção da cidadania e combate à pobreza. Com esses programas, o governo estadual tenta elevar o nível educacional e de saúde da população cearense, conseqüentemente, promovendo a cidadania, a elevação de sua auto-estima e a distribuição da riqueza. As ações desenvolvidas nesse vetor são:

- Desenvolver um projeto educativo para o Ceará com a finalidade de promover uma educação de qualidade, para todos e envolver todos pela educação buscando a universalização do ensino e a erradicação do analfabetismo;
- Desenvolver programas e projetos para garantir o pleno direito à saúde tendo como vista os seguintes princípios norteadores: equidade; descentralização; intersetorialidade; participação social; valorização e motivação dos profissionais de saúde.
- Desenvolver programas de saneamento básico contemplando as seguintes ações: Atender a população das sedes dos 184 municípios cearenses com água em quantidade suficiente e qualidade satisfatória; Atender com esgotamento sanitário as sedes dos municípios; Preservar lagos e riachos;
- Implantar programas habitacionais para atender a famílias com renda inferior a três salários mínimos através de mutirões habitacionais e urbanização de favelas; atender a famílias com renda entre três e dez salários mínimos através de financiamentos a pessoas físicas por meio de concessão de carta de crédito, financiamento para construção, conclusão e melhoria da moradia do financiado; e atender a famílias com renda superior a dez salários mínimos por meio

da elevação da demanda de unidades habitacionais para atender a esse público;

- Otimizar a segurança pública pela integração das instituições públicas e privadas; desenvolver ações preventivas inibidoras de agressões ao tecido social; e desenvolver ações para o aperfeiçoamento profissional que formam o sistema de segurança pública;
- E, para o desenvolvimento social, redução das desigualdades e promoção do trabalho, o PDS – CE promoverá a capacitação e organização social estimulando o associativismo; a geração de ocupação e renda com o objetivo de qualificação profissional, concessão de créditos aos pequenos empreendedores e ampliar a produção e comercialização do artesanato cearense; assegurar os direitos da família, da criança e do adolescente; garantir a assistência aos grupos vulneráveis; e promover uma defesa civil permanente;
- Para combater a pobreza rural, o PDS – CE tem como objetivo apoiar a interiorização do desenvolvimento nas áreas rurais carentes do Estado através de um modelo de gestão participativa que visa fornecer incentivos à descentralização nos processos de tomada de decisão para as instâncias municipais e comunitárias;

Os programas estruturantes destinados ao objetivo “**Geração de emprego e desenvolvimento sustentável da economia**” tentam ampliar a base econômica do Estado na intenção de: gerar emprego e renda e, conseqüentemente, incentivar a poupança pública e privada; promover a segurança agroalimentar; e promover a produção de bens e serviços necessários à melhoria da qualidade de vida da população. Com essas estratégias em ação, o governo estará identificando e desenvolvendo as potencialidades de cada município cearense e, conseqüentemente, promovendo a cidadania, a justiça social e, provavelmente, a equidade econômica através da erradicação da pobreza (CEARÁ, 1995). Para esse vetor foram elaborados os seguintes programas estratégicos:

- Desenvolvimento rural, que promoverá o desenvolvimento da irrigação e de pólos agroindustriais, para aumentar a produção e a produtividade agrícola; desenvolverá ações voltadas para o fortalecimento da pecuária, da pesca e da aqüicultura;

- Desenvolvimento da indústria e mineração para identificar as oportunidades de investimento locais além de promover a capacitação de recursos humanos para esse setor produtivo;
- Desenvolvimento do comércio, dos serviços e do turismo com a finalidade de promover as exportações através da ampliação do complexo portuário; criar micro e pequenas empresas de serviços no interior do Estado do Ceará para gerar emprego e renda; e capacitar os recursos humanos no setor de serviços.

Para o objetivo “**desenvolvimento cultural, científico, técnico e inovador**”, o PDS – CE promove uma completa mudança cultural por entender que seja indispensável ao processo de DS. Então, para realizar esse objetivo, o Estado deve promover a geração, a difusão e a inovação tecnológica e, com isso, a parceria entre universidade-empresa-sociedade na intenção de propiciar as condições necessárias para o processo de DS e apoiar o processo de qualidade nas atividades produtivas e nas relações sociais cearenses.

Diante desse contexto, para que haja a concretização de todas as estratégias acima citadas, deve haver, conforme CEARÁ (1995), uma séria reforma na gestão pública promovendo a participação social que acompanhará e avaliará cada ação pública destinada ao processo de implantação do DS. Andrade (2008) relata que essa gestão participativa deve promover a elaboração de vários programas de ação e destacar que as prioridades do governo (meio ambiente, educação, saúde, segurança, agricultura e emprego) devem estar atreladas às mudanças culturais do povo cearense. Pois, segundo BRASIL (1991), a cidadania, a acumulação e a distribuição dos recursos disponíveis constituem processos simultâneos de um processo histórico e que superarão a defasagem entre progresso material, justiça social e sustentabilidade ambiental.

Com esse pensamento de reforma, o governo do Estado do Ceará revisou, em 1999, seu Plano de Desenvolvimento Sustentável criado em 1995. Com o objetivo de avançar no crescimento econômico cearense com desenvolvimento social, o Plano “Consolidando o Novo Ceará” continuou, no quadriênio 1999 – 2002, a implementação dos programas estruturantes outrora desenvolvidos no PDS – CE, em 1995 (CEARÁ, 1999).

3. METODOLOGIA

3.1 Área de estudo e variáveis selecionadas

Com o objetivo de se obter um melhor diagnóstico do desenvolvimento sustentável dos municípios cearenses recorreu-se aos documentos da Organização das Nações Unidas (ONU), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Banco do Nordeste (BNB) os quais sugerem, em síntese, que sejam adotados indicadores distribuídos nas seguintes dimensões: Social, Ambiental, Econômica e Institucional. Vale salientar que a matriz a ser construída foi dividida conforme os vetores propostos no PDS – CE (Proteção ao meio ambiente; Reordenamento do espaço; Capacitação da população; Geração de emprego e desenvolvimento sustentável da economia; e Desenvolvimento cultural, científico, técnico e inovador). O vetor “Desenvolvimento cultural, científico, técnico e inovador” não será representado nessa matriz pela inexistência de dados secundários para os 184 municípios cearenses.

Assim sendo, construiu-se uma matriz de indicadores com informações referentes aos 184 municípios do Estado do Ceará (Apêndice A).

Os dados estatísticos empregados foram de origem secundária, coletados em publicações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), da Fundação de Meteorologia e Recursos Hídricos do Estado do Ceará (FUNCEME), do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), do Serviço Geológico do Brasil (CPRM) e do Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária (INCRA). Foram obtidas, nas fontes acima, duzentas e seis variáveis originais, com as quais se criaram cento e cinquenta e nove indicadores que foram distribuídos nos quatro principais vetores: Proteção do meio ambiente, Reordenamento do espaço, Capacitação da população e Geração de emprego e desenvolvimento sustentável da economia.

3.2 Métodos de Análise

Um instrumento clássico para a análise de um grande conjunto de variáveis é a análise fatorial. Assim, após a formação da matriz com as medidas multivariadas,² a mesma foi submetida à análise fatorial que, segundo Hair et al (2005), é uma técnica que lida com questões multivaria-

² Medidas nas quais diversas variáveis são reunidas em uma medida composta para representar um conceito; tem como objetivo evitar o uso de apenas uma variável para representar tal conceito e, ao invés disso, usar várias variáveis como indicadores, todos representando diferentes facetas do conceito, para se obter uma perspectiva mais ampla (HAIR *et al.*, 2005).

das e identifica a estrutura subjacente a um conjunto de novas variáveis denominadas de fatores.

Cada vetor proposto no PDS – CE (Proteção ao meio ambiente; Reordenamento do espaço; Capacitação da população; e Geração de emprego e desenvolvimento sustentável da economia) foi organizado em suas respectivas matrizes cujas dimensões adotadas foram: Vetor 1: 184 municípios x 33 indicadores; Vetor 2: 184 municípios x 17 indicadores; Vetor 3: 184 municípios x 58 indicadores; e Vetor 4: 184 municípios x 51 indicadores.

A adequação do modelo fatorial estimado foi verificada por meio das estatísticas Medidas de Adequação da Amostra (MSA); Estatística de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO); Teste de esfericidade de Bartlett. Após essa verificação procedeu-se à interpretação da importância das variáveis em seu respectivo fator e à estimação dos escores fatoriais. Os escores fatoriais são medidas compostas que relacionam cada observação (município) com cada fator comum, e para obtê-los utilizam-se as cargas fatoriais, em conjunto com os valores das variáveis.

Após a aplicação da análise fatorial realizada em cada uma das dimensões de indicadores com o objetivo de estimar a matriz de escores fatoriais, foram calculados: o Índice Proteção ao meio ambiente (IDS_{MA}), o Índice de Reordenamento do espaço (IDS_{RE}), o Índice de Capacitação da população (IDS_{CP}) e o Índice de Geração de emprego e desenvolvimento sustentável da economia (IDS_{EE}) conforme a metodologia adotada:

$$IDS_{gj} = \frac{\sum_{j=1}^{184} f_{ij} \cdot rc_i}{\sum_{i=1}^n rc_i} \quad (1)$$

Sendo g : dimensão de indicadores ($g = 1, \dots, 4$); i : número de fatores; j : município do Estado do Ceará ($j = 1, \dots, 184$); f_{ij} : escore fatorial estimado do fator i no município j ; n : número de raízes características; rc : raiz característica do fator i .

Com os índices parciais calculados realizou-se a padronização dos mesmos de modo a enquadrá-los no intervalo de zero a um.

$$IDS_{gj} = \frac{IDS_{gj} - IDS_{g \min}}{IDS_{g \max} - IDS_{g \min}} * 100 \quad (2)$$

sendo:

IDS_{gj} : índice da dimensão de indicadores g para o município j ;

IDS_{gmin} : índice mínimo da dimensão de indicadores g ;

IDS_{gmax} : índice máximo da dimensão de indicadores g .

Para calcular o IDS para cada município do Estado do Ceará empregou-se a média aritmética dos quatro índices parciais obtidos:

$$IDS_j = \frac{1}{g} \sum_{j=1}^g IDS_{gj} \quad (3)$$

sendo:

j : município do Estado do Ceará ($j = 1, \dots, 184$); IDS_{gj} : índices de todos os municípios de todas as dimensões de indicadores; g : dimensão de indicadores ($g = 1, \dots, 4$).

Após análise de agrupamento pelo método das k-médias os municípios foram classificados quanto ao nível de desenvolvimento sustentável nas seguintes classes:

Nível Muito Bom	Nível Bom	Nível Médio	Nível Ruim	Nível Muito Ruim
75,6817 a 87,9873	49,4268 a 66,7079	38,6083 a 48,3744	29,9316 a 38,4659	13,1148 a 29,7004

É necessário enfatizar que o índice construído é uma medida do grau de Desenvolvimento Sustentável (IDS) municipal. As estimativas permitem apenas comparações entre os municípios quanto ao grau de sustentabilidade. Este tipo de análise auxilia na identificação de prioridades locais e são, assim, úteis na elaboração de políticas públicas.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Após 14 anos da implantação do Programa de Desenvolvimento Sustentável para o Estado do Ceará (PDS – CE), essa pesquisa constatou que, no seu primeiro vetor de intervenção (proteção ao meio ambiente), houve um maior desenvolvimento da infra-estrutura e oferta hídrica, consequentemente, refletindo em melhorias no abastecimento de água, na urbanização e na permanência dos seres vivos em uma determinada região. Mas, sugere-se a promoção da educação ambiental para o uso eficiente e justo dos recursos hídricos para não acarretar, futuramente, a exaustão hídrica.

Nesse vetor, somente em vinte e sete municípios, destacando-se Fortaleza e Juazeiro do Norte, os programas estruturantes possibilitaram esse maior planejamento na disponibilidade hídrica e na urbanização das residências. Mas, deve-se preocupar com a forma de implantação dessas políticas de infra-estrutura e de recursos hídricos na intenção de proteger a base ambiental não somente nesses municípios, mas, também, em todo o Estado para não exaurir os recursos naturais. Pois, detectou-se, também, a necessidade de se implantar projetos para a educação em solos na tentativa de se evitar a degradação ambiental e as perdas da biodiversidade nos diversos ecossistemas cearenses.

Os municípios serranos (Guaramiranga, Guaraciaba do Norte, Mulungu, Pacoti, Viçosa do Ceará, Meruoca e Alcântaras) e os praianos (Barroquinha, Acaraú, Beberibe, Jijoca de Jericoacoara, Itarema, Amontada, Aquiraz, Cruz e Trairi) foram os que se classificaram como pior nível de proteção ao meio ambiente. Vale salientar que esses municípios sofrem fortes agressões em seus ecossistemas para dar lugar à construção imobiliária e, conseqüentemente, devastando os recursos naturais e não proporcionando melhorias na qualidade de vida da população.

Dentro dos aspectos relacionados ao segundo vetor, reordenamento espacial, constatou-se que, apesar do Estado do Ceará possuir uma elevada proporção de domicílios com esgotamento sanitário, a população ainda não desenvolveu hábitos para evitar o lançamento do lixo em terrenos baldios, conseqüentemente, levando a um possível desordenamento do espaço urbano e rural. Outro aspecto constatado pela pesquisa refere-se à importância da organização fundiária com o objetivo de promover a reforma agrária, mas, deve-se, também, fornecer subsídios e capacitações técnicas aos produtores rurais para que não haja o abandono das atividades agrícolas.

Nesse vetor, a pesquisa identificou quarenta e três municípios com nível muito bom de reordenamento espacial e, dentre eles, os municípios criados a partir de 1980 (Paraipaba, Pindoretama, Eusébio, Varjota, Itaitinga, Maracanaú, Barreira, Cruz, Fortim e Horizonte) que, também, se destacaram com níveis bons de proteção ao meio ambiente. No nível ruim e muito ruim classificaram-se vinte e um municípios que, de acordo com a pesquisa, necessitam de maiores investimentos na redistribuição das terras e em políticas de esgotamento sanitário básico na intenção de promo-

ver um maior reordenamento espacial conforme as propostas elaboradas pelo PDS – CE.

Para a capacitação da população, terceiro vetor proposto pelo PDS – CE, a pesquisa constatou vinte e oito municípios com nível muito bom e bom de capacitação da população possuindo as maiores médias na taxa de escolarização, na frota de veículos, nos acessos aos terminais telefônicos e nos serviços de saúde, destacando-se os municípios de Fortaleza, Sobral, Barbalha, Crato, Juazeiro do Norte, Caucaia, Maracanaú, Horizonte, Eusébio, Pacajus e Maranguape. Mas, foram cento e quatro municípios (56,52% do total de municípios cearenses) classificados como nível ruim e muito ruim e que possuíram as maiores taxas de analfabetismo e as menores taxas na renda familiar e no acesso aos serviços de telefonia. Com esses resultados, detectou-se a baixa qualificação dos indivíduos, privando o cearense de melhores empregos, melhores rendas e, conseqüentemente, intensificando a pobreza e contribuindo fortemente para o insucesso de programas voltados para o desenvolvimento sustentável. Sugere-se, então, investimentos em programas sociais para promover a qualificação profissional dos cearenses.

A pesquisa, também, constatou que, no Ceará, apesar da precariedade da qualidade do ensino público que, possivelmente, comprometerá as tentativas de melhorias nas condições de vida, a população cearense teve um maior acesso aos meios de telecomunicações, aos transportes e à educação básica. Dessa forma, percebe-se que o nível educacional necessita de investimentos e reformas na educação na tentativa de se alcançar as metas do PDS – CE que propõe a redução das desigualdades sociais e uma vida mais digna e justa. Pois, constatou-se, também, a importância de se desenvolver e implantar programas voltados para uma educação de qualidade com a finalidade de diminuir a evasão escolar que continua sendo um indicador bastante significativo e, como tal, não retrata os objetivos do PDS – CE que combatia de todas as formas esse indicador escolar.

As melhorias na saúde ocorridas no período analisado, provavelmente, foram devidas à difusão dos programas de aleitamento materno que conseguiu diminuir significativamente a mortalidade infantil – indicador fundamental para se definir a qualidade de vida de uma região. Dessa forma, sugere-se a continuidade e melhorias desses programas além de

incentivar formas de educação em saúde para promover, ainda mais, uma elevação na qualidade de vida dos cearenses.

No último vetor, geração de emprego e desenvolvimento sustentável da economia, classificaram-se, apenas, vinte e dois municípios nos níveis muito bom, bom e médio. Os indicadores mais significativos do quarto vetor foram os relacionados à atividade industrial e à produtividade agropecuária. Com relação aos indicadores voltados à atividade industrial, a pesquisa constatou, ainda, uma forte concentração das indústrias no município de Fortaleza e municípios de entorno, mas, percebeu-se o início de uma desconcentração industrial levando-as para o interior do Estado (Sobral, Juazeiro do Norte, Crato e Iguatu). Vale ressaltar que, a produtividade agropecuária, também, tem recebido incentivos e, provavelmente, tem proporcionado melhorias nos sistemas de produção e comercialização de produtos primários e derivados além de fornecer uma maior capacitação técnica para o homem do campo.

A pesquisa classificou cento e sessenta e dois municípios (88% dos municípios cearenses) com o nível ruim e muito ruim no vetor referente à geração de emprego e desenvolvimento sustentável da economia, possuindo as menores médias no Produto Interno Bruto, no consumo de energia elétrica industrial e na renda *per capita* da população. Percebe-se, então, a necessidade de reavaliar os programas de crescimento e desenvolvimento econômico municipal na busca de melhorar as condições de vida da população local.

Os resultados apresentados a seguir referem-se ao Índice de Desenvolvimento Sustentável (IDS) o qual incorpora os quatro vetores do Programa de Desenvolvimento Sustentável – Ceará, considerando que esses vetores estão interligados e que são os desafios para a transformação do perfil sócio-econômico-ambiental-institucional do Estado do Ceará.

A classificação do IDS, conforme as características semelhantes entre os municípios, foi realizada por meio de análise de agrupamentos pelo método das *k* – médias (Tabela 1).

Tabela 1 - Índice médio, número de municípios, área e população, segundo o Índice de Desenvolvimento Sustentável (IDS)

Classes	IDS	Índice Médio	Número de Municípios	Área (ha)	População (2006)
IDS	13,1148 a 87,9873		184	1.488.256.020	8.217.085
1	75,6817 a 87,9873	81,8345	2	4.188.360	2.613.342
2	49,4268 a 66,7079	54,7683	27	139.326.410	1.715.160
3	38,6083 a 48,3744	42,6576	45	282.706.640	1.138.060
4	29,9316 a 38,4659	34,3060	74	601.625.590	1.871.191
5	13,1148 a 29,7004	25,3151	36	460.409.020	879.332

Fonte: Resultados da pesquisa, 2009.

Conforme observado percebe-se que 29 municípios ficaram inseridos nas classes 1 e 2 com níveis, respectivamente, **muito bom e bom** de desenvolvimento abrangendo uma área de 143.514.770ha e abrigo uma população de 4.328.502 habitantes. A maioria desses municípios localiza-se na capital cearense e na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF). São eles: Fortaleza, Maracanaú, Eusébio, Horizonte, Pacajus, Caucaia, Pacatuba e Maranguape e nas principais cidades do interior do Estado do Ceará (Juazeiro do Norte, Crato, Sobral e Iguatu).

Com relação a essas duas classes, os municípios Fortaleza, Maracanaú, Eusébio, Sobral, Pacajus, Juazeiro do Norte, Crato e Iguatu, também, encontram-se com os melhores índices de desenvolvimento municipal segundo IPECE (2006). Os indicadores, com os maiores valores médios, que mais contribuíram para essa classificação foram: TXURBAN0, TXABAGU3, DOMAGU0, TXEB1517, VEICPOP5, TELEPOP4, TXINDUS4, EEICONS5, PIBCAPT4. E os indicadores, com os menores valores, foram: TXBADLC0, TXAN1117, TXANF150 E VPCTPOP6 (Tabela 2).

Na classe 3, **nível médio** de desenvolvimento, classificaram-se 45 municípios, representando uma área de 282.706.640ha e afetando uma população de 1.138.060 habitantes. Apresentou uma concentração na região serrana do Estado do Ceará (Baturité, Redenção, Guaiúba, Tianguá, Ibiapina, São Benedito e Meruoca) além de cidades importantes no Estado (Aquiraz, Jaguaribe e Crateús). Os indicadores que mais se destacaram para essa classificação foram: AGENDOM0, TXURBAN0, TXBADLC0, ALFNALF0, TXAN1117, ATEPERM6, VPCTPOP6 e EEICONS5.

As classes 4 e 5, **nível ruim** e **nível muito ruim** de desenvolvimento, englobaram 110 municípios com uma população de 2.750.523 habitantes em uma área de 1.062.034.610ha. Os indicadores que mais contribuíram foram: DENORCH7, AGENDOM0, TXURBAN0, TXABAGU3, DOMAGU0, TXEB1517, VEICPOP5, TELEPOP5, TXINDUS4 e PIBCAPT4 apresentando os menores valores médios desses indicadores. Com os maiores valores médios foram os seguintes indicadores: TXBADLC0, TXAN1117 e FPMPIB04.

Tabela 2 - Média dos indicadores empregados no cálculo do Índice de Desenvolvimento Sustentável (IDS)

Indicador	Classe				
	1	2	3	4	5
DENORCH7	-7,90	-5,62	-13,72	-19,57	-19,32
BLITPARM	0,94	0,53	0,70	0,67	0,64
AGENDOM0	0,67	0,42	0,40	0,37	0,37
TXURBAN0	0,86	0,55	0,47	0,40	0,32
TXABAGU3	99,84	69,53	54,23	45,99	41,03
DOMAGU0	40,44	29,20	27,39	19,35	14,59
IPDEGRAM	0,87	0,86	0,85	0,80	0,73
VOLAGPO3	0,07	0,01	0,00	0,01	0,01
LIGATIV3	0,86	0,49	0,42	0,36	0,30
TRATAREA6	0,04	0,07	0,06	0,04	0,04
VPEVPOP6	0,00	3,34	7,49	8,06	9,82
ARMEMIN5	3,16	9,62	16,09	18,23	24,13
MINFIMO5	0,62	0,76	0,72	0,65	0,55
ALATATO5	0,47	0,24	0,18	0,17	0,24
AMINATO0	0,29	0,26	0,24	0,38	0,27
DURBTOT0	1,08	0,81	0,69	0,60	0,56
LXBADLC0	0,05	0,37	0,87	1,56	2,65
DESADOM0	0,95	0,78	0,64	0,56	0,47
BEBEMAM5	69,23	72,32	70,60	71,04	70,27
ALFNALF0	5,05	2,37	1,76	1,52	1,28
TXAN1117	5,03	9,89	12,15	14,85	18,33
TXANF150	13,10	28,13	35,33	38,18	42,37
TXELF7714	97,50	97,36	92,70	95,52	94,12
TXEVFU5	8,47	7,72	7,91	7,82	7,78
LICPROF5	0,80	0,90	0,90	0,91	0,82
TXEB1517	95,38	76,23	61,39	57,11	49,14
BANDPOP5	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
VEICPOP5	0,14	0,10	0,09	0,07	0,06
TELEPOP4	0,15	0,06	0,04	0,04	0,03
CORRCOL3	0,10	0,11	0,14	0,14	0,12
POPRERU0	1,00	0,70	0,54	0,46	0,41
CRESCPOP	1,83	2,17	1,30	0,91	0,77
CRESPURB	1,83	3,33	3,33	3,60	4,04
CRESPRUR	-1,87	0,03	-0,62	-0,89	-1,01
M5SMDOM0	4,16	4,24	4,23	4,33	4,37
MM5SDOM0	4,14	4,09	4,15	4,14	4,23
AFEIST66	0,05	0,09	0,08	0,08	0,07
ATEPERM6	2,24	11,56	143,55	70,30	62,76
VTEPERM6	0,48	3,14	20,80	18,03	17,22
VPCTPOP6	0,31	65,18	139,91	190,33	201,71
TXINDUS4	59,47	44,34	28,41	23,70	20,41
CEERTOT5	0,24	0,29	0,43	0,44	0,48
CEEITOT5	0,42	0,25	0,08	0,03	0,03
EERUCON5	33,45	7,18	2,51	1,92	1,79
EEICONS5	1096,23	302,56	66,96	24,60	22,68
CFENPOP5	2,08	0,97	0,45	0,37	0,29
CAPAST66	0,09	0,10	0,11	0,10	0,12
SUIAST66	1,70	0,19	0,17	0,18	0,19
PTVALEI6	1,30	0,98	0,76	0,74	0,69
PTOVOSG6	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01
FINPEC46	173,68	68,83	52,43	66,13	28,41
PIBCAPT4	8682,02	4173,86	2416,00	2056,09	1880,70
FPMPIB04	13,23	53,10	96,55	110,26	117,17
RESTPOP5	0,87	0,13	0,04	0,02	0,01

Fonte: Resultados da pesquisa, 2009.

O Quadro 1 considera a distribuição dos municípios por classes de desenvolvimento.

Quadro 1 - Classificação dos municípios de acordo com o Índice de Desenvolvimento Sustentável segundo os Territórios da Cidadania

continua

Classes				
1	2	3	4	5
Nível Muito Bom	Nível Bom	Nível Médio	Nível Ruim	Nível Muito Ruim
Fortaleza	Paracuru	Arneiroz	Ararendá	Aiuaba
Maracanaú	Paraipaba	Crateús	Catunda	Iporanga
	São Luís do Curu	Independência	Hidrolândia	Novo Oriente
	Uruburetama	Apuiarés	Ipu	Parambu
	Pacujá	Itapajé	Ipueiras	Pires Ferreira
	Sobral	Pentecoste	Mons. Tabosa	Poranga
	Varjota	São Gonçalo do Amarante	Nova Russas	Quiterianópolis
	Barbalha	Forquilha	Tamboril	Santa Quitéria
	Crato	Frecheirinha	Tauá	Itarema
	Juazeiro do Norte	Groaíras	Amontada	Mirafima
	Nova Olinda	Meruoca	General Sampaio	Choro
	Penaforte	Mucambo	Irauçuba	Ibaretama
	Horizonte	Altaneira	Itapipoca	Mombaça
	Eusébio	Antonina do Norte	Tejuçuoca	Boa Viagem
	Pacajus	Brejo Santo	Trairi	Canindé
	Caucaia	Caririaçu	Tururu	Itatira
	Aracati	Farias Brito	Umirim	Madalena
	Limoeiro do Norte	Jardim	Banabuiú	Paramoti
	Itaitinga	Jati	Dep. Irapuan Pinheiro	Santana do Acaraú
	Maranguape	Milagres	Milha	Assaré
	Itaiçaba	Acarape	Pedra Branca	Salitre
	Pindoretama	Barreira	Piquet Carneiro	Tarrafas
	Icapuí	Baturité	Quixadá	Ocara
	Quixeré	Redenção	Quixeramobim	Alto Santo
	Pacatuba	Catarina	Sem. Pompeu	Viçosa do Ceará
	Russas	Tianguá	Solonópole	Bela Cruz
	Iguatu	Palhano	Caridade	Saboeiro
		Jaguaruana	Alcântaras	Jaguetama
		Aquiraz	Cariré	Acopiara
		Tabuleiro do Norte	Coreaú	Croatá
		Cascavel	Graça	Chaval
		Orós	Massapé	Cariús
		São João do Jaguaribe	Moraújo	Uruoca
		Baixio	Reiutaba	Barroquinha
		Ipaumirim	Senador Sá	Granja
		Pereiro	Abaiara	
		Fortim	Araripe	
		Ibiapina	Aurora	
		São Benedito	Barro	
		Iracema	Campos Sales	
		Jaguaribe	Granjeiro	
		Várzea Alegre	Mauriti	
		Ibicutinga	Missão Velha	
		Guaiúba	Porteiras	
		Ererê	Potengi	

Quadro 1 - Classificação dos municípios de acordo com o Índice de Desenvolvimento Sustentável segundo os Territórios da Cidadania

conclusão

Classes				
1	2	3	4	5
Nível Muito Bom	Nível Bom	Nível Médio	Nível Ruim	Nível Muito Ruim
			Santana do Cariri	
			Aracoiaba	
			Aratuba	
			Capistrano	
			Guaramiranga	
			Itapiúna	
			Mulungu	
			Pacoti	
			Palmácia	
			Chorozinho	
			Jaguaribara	
			Morada Nova	
			Ubajara	
			Guaraciaba do Norte	
			Cedro	
			Marco	
			Martinópole	
			Camocim	
			Jijoca de Jericoacoara	
			Lavras da Mangabeira	
			Beberibe	
			Acará	
			Umari	
			Carnaubal	
			Jucás	
			Cruz	
			Iço	
			Potiretama	
			Morrinhos	
			Quixelô	

Fonte: Resultados da pesquisa, 2009.

Pode-se perceber que existe uma grande concentração dos municípios nas classes 3, 4 e 5 de desenvolvimento. Possivelmente, essa classificação deve-se ao fato da baixa capacidade produtiva, da baixa taxa de urbanização, da baixa taxa de escolarização bruta no ensino médio da população de 15 a 17 anos de idade e, também, da baixa taxa de investimentos devido aos fatores climáticos da região.

Nas classes 1 e 2, destacam-se Fortaleza e vários municípios da sua Região Metropolitana (RMF). Essa boa classificação obtida, provavelmente, deve-se ao fato da concentração dos investimentos públicos e pri-

vados na capital e nos municípios da RMF.

Vale ressaltar que os melhores resultados em Paracuru, Paraipaba, São Luís do Curu e Uruburetama deve-se, provavelmente, ao fato da implantação de programas para o desenvolvimento do turismo nas cidades litorâneas e do projeto de irrigação desenvolvido no baixo do Rio Curu. Na região de Sobral, os municípios de Sobral, Pacujá e Varjota e, no território do Cariri, os municípios de Barbalha, Crato, Juazeiro do Norte, Nova Olinda e Penaforte já estão melhores classificados conforme o IDS calculado. Possivelmente, esses resultados, em termos de desenvolvimento, podem ser explicados pela descentralização industrial, pelos investimentos na educação básica, no saneamento básico etc. propostos pelo PDS – CE em 1995. Ainda se tem muito a fazer, mas, o governo e a população realizaram e realizam os primeiros passos para transformar o Estado do Ceará com um perfil voltado para os princípios do Desenvolvimento Sustentável: sociedade em harmonia com a natureza, sociedade democrática e justa e com uma economia sustentável.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao inter-relacionar os quatro vetores, a pesquisa verificou que os municípios mais desenvolvidos foram Fortaleza e Maracanaú e mais seis municípios pertencentes à Região Metropolitana de Fortaleza (Horizonte, Eusébio, Pacajus, Caucaia, Maranguape e Pacatuba). Esses municípios apresentaram as maiores médias na urbanização, saneamento básico, educação, acessos a transportes e serviços, industrialização e maiores valores no Produto Interno Bruto *per capita*. Percebe-se, assim, a concentração industrial na capital cearense e em sua Região Metropolitana, apesar da política de interiorização da indústria.

Após 14 anos de planos de desenvolvimento sustentável cento e cinquenta e cinco municípios (84,24% dos municípios cearenses) classificaram-se nos níveis médio, ruim e muito ruim, o que constitui um forte indício da baixa efetividade das políticas públicas implementadas.

Verifica-se a necessidade de investimentos em programas que possam incentivar e promover o desenvolvimento das potencialidades locais do território cearense gerando renda e melhorias dos indicadores sociais.

Finalmente, sugere-se que o governo deva continuar investindo na infra-estrutura (transporte, estradas, energia etc.), na redistribuição espacial das indústrias e no setor de serviços com o objetivo de promover o crescimento e o desenvolvimento sustentável dos municípios. Ressalta-se, ainda, a necessidade de integração entre as políticas e programas governamentais.

BIBLIOGRAFIA

ANDRADE, I. A. L. de. *Planos de desenvolvimento sustentável no Nordeste: uma análise comparativa*. Disponível em: http://www.fundaj.gov.br/licitacao/textos_ilza2.pdf Acesso em 06/06/2008.

BRASIL. *O desafio do desenvolvimento sustentável*. Brasília: Comissão Interministerial para a Preparação da Conferência das Nações Unidas sobre Meio Ambiente e Desenvolvimento – CIMA, 1991.

CEARÁ. *Plano de Desenvolvimento Sustentável do Ceará – 1995 – 1998*. Fortaleza: SEPLAN, 1995.

HAIR Jr., Joseph F. et al. *Análise Multivariada de Dados*. 5ª edição. Porto Alegre: Bookman, 2005.

LANDIM, Paulo M. B. *Recursos naturais e renováveis e desenvolvimento sustentável*. In: Indicadores ambientais. Sorocaba: [s.n.], 1997.

LIMA, Patrícia V. P. S. & RODRIGUES, Maria I. V. *As políticas públicas e a sustentabilidade dos assentamentos de reforma agrária*. In: Reforma Agrária em processo: quatro estudos empíricos, Concurso Josué de Castro. São Paulo: MDA, NEAD, ANPOCS, 2007.

ONU – Organização das Nações Unidas. *Indicators of sustainable development – Guidelines and methodologies*. 3th Edition. New York: United Nations Publication, 2007.

Apêndice A – Indicadores adotados na matriz usada na estimação do modelo fatorial

Vetor 1: Proteção do meio ambiente

- a) **Localização geográfica:** esses indicadores consideram a posição geográfica de cada município cearense. Mesmo com 92% de seu território inserido na região de semi-aridez nordestina, o Estado do Ceará possui diferentes tipos de vegetação. É representado pela latitude (LATIMET), longitude (LONGIMET) e altitude da sede do município (ALTITUDE) além da distância em linha reta da sede municipal para a capital Fortaleza (DISTFORT);
- b) **Susceptibilidade climática:** sendo o clima um fator que contribui diretamente para a produtividade agrícola e processos de degradação dos solos, seus indicadores são representados pela pluviometria normal (PLUVNOR5), média das temperaturas máximas (TEMPMAX0), média das temperaturas mínimas (TEMPMIN0), evapotranspiração potencial (EVPO1202), precipitações pluviométricas (PRPL1202), índice de distribuição de chuvas (INDISCH7), desvio normalizado das chuvas (DENORCH7), escoamento superficial de água ocorrido no limite de absorção do solo (ESCSUPE7), inverso do índice de aridez (INVARID) e avaliação climática medida pela média das precipitações pluviométricas na sede do município nos últimos 30 anos (CLIMATO7);
- c) **Recuperação e conservação dos solos:** é uma medida primordial para se verificar a degradação das terras cearenses. Seus indicadores representam a salinidade média da água (SALINI98), proporção de solos bruno-não-cálcicos e podzólicos vermelho-amarelos na área do município (BNCPVARM), proporção de solos bruno-não-cálcicos, litólicos e podzólicos vermelho-amarelos na área do município (BLITPARM) e o índice de propensão à desertificação/degradação ambiental (IPDEGRAM);
- d) **Gestão dos Recursos hídricos:** indica a abundância ou não dos recursos hídricos e sua disponibilidade para a população. São representados pela proporção de domicílios particulares com abastecimento canalizado de água no total de domicílios particulares

(AGENDOM0), relação entre a soma dos poços construídos pela SOHIDRA com a capacidade dos açudes monitorados pela COGERH e a população do município (POÇOAÇU1), taxa de urbanização (TXURBAN0), relação entre o volume de água e a população do município (VOLAGPO3), taxa de cobertura urbana de abastecimento de água do município (TXABAGU3), relação entre o total de ligações ativas de água e o volume produzido de água do município (LIGATIV3) e relação entre o total de domicílios particulares permanentes por forma de abastecimento de água com rede geral canalizada e o total de domicílios permanentes (DOMAGU0);

- e) **Disponibilidade para a fruticultura:** objetiva ampliar a base física para a agricultura irrigada. São representados pela produtividade da banana (PTBANAN6), da castanha de caju (PTCASTA6), do cocoda-baía (PTCOCBA6) e da produtividade da manga (PTMANGA);
- f) **Desenvolvimento florestal:** retrata a descentralização das ações voltadas para a proteção da biodiversidade no Estado do Ceará. Seus indicadores representam a razão da quantidade extraída de carvão vegetal pela área do município (CARVAMU6), razão da quantidade extraída de lenha pela área do município (LENHAMU6), relação entre o número de tratores e a área do município (TRATARE6) e razão do valor da produção da extração vegetal (lenha e carvão) pela população total do município (VPEVPOP6).

Vetor 2: Reordenamento do espaço

- a) **Organização fundiária:** informa a forma e a desigualdade na propriedade da terra e tem a função de definir e executar a política agrária do Ceará (PDS, 2005). Possui os seguintes representantes: área média em hectares dos imóveis rurais totais (ARMEIMO5); área média em hectares dos imóveis rurais classificados como grande propriedade (ARMELAT5); área média em hectares dos de imóveis rurais classificados como média propriedade (AREIMED5); área média em hectares dos imóveis rurais classificados como pequena propriedade (ARMEPEQ4); área média em hectares dos imóveis rurais classificados como minifúndio (ARMEMIN5); proporção de imóveis classificados como grande propriedade no total de imóveis

rurais (GRIMOIM5); proporção de imóveis classificados como média propriedade no total de imóveis rurais (MIMOIMO5); proporção de imóveis classificados como minifúndio no total de imóveis rurais (MINFIMO5); proporção da área das grandes propriedades na área total dos imóveis rurais (ALATATO5); proporção da área das médias propriedades na área total dos imóveis rurais (AMEDATO5); e proporção da área dos minifúndios na área total dos imóveis rurais (AMINATO5);

- b) **Estrutura da rede urbana:** as ações de infra-estrutura urbana visam proporcionar a integração de áreas marginalizadas socialmente no espaço urbano. São representados pela relação entre o total de esgotamento sanitário com rede geral de esgoto e o total de ligações ativas do município (ESGOSAN0), proporção de domicílios urbanos no total de domicílios particulares (DURBTOT0), razão dos domicílios com lixo lançado em terrenos baldio ou logradouro pelo total de domicílios com lixo coletado (LXBADLCO), razão dos domicílios com lixo enterrado pelo total de domicílios com lixo coletado (LXETDLC0), razão dos domicílios com lixo lançado em rios, lagos ou mar pelo total de domicílios com lixo coletado (LXRIDLCO) e proporção de domicílios particulares com tipo de esgotamento sanitário no total de domicílios particulares (DESADOM0).

Vetor 3: Capacitação da população

- a) **Acesso à saúde:** saúde é um direito de cidadania e reflete a qualidade de vida da população. É representado pela razão das unidades de saúde ligadas ao Sistema Único de Saúde (SUS) pela população do município (UNSUSPOP); pela razão de leitos hospitalares ligados ao SUS por habitante (LEHOSPOP); pela razão de habitantes por profissional de saúde (HPROFSAU); pela Razão de habitantes por médico (HABMEDIC); pela razão de habitantes por dentista (HABDENTI); pela razão de habitantes por enfermeiro (HABENFER); proporção de profissionais de saúde com nível médio (PROSASUP); e razão de famílias acompanhadas por agente comunitário de saúde (FAMAGCOM);
- b) **Nível de saúde:** reflete a qualidade de vida população. Seus indica-

dores são: percentual de crianças de até 4 meses de idade só mamando (BEBEMAM5); percentual de crianças de 0 a 11 meses de idade com vacina em dia (CRIAVAC5); percentual de crianças de 0 a 11 meses de idade subnutridas (INFSUBN5); percentual de crianças de 12 a 23 meses de idade subnutridas (CRISUBN5); percentual de crianças com peso menor do que 2,5 kg ao nascer (PESONAS5); e Taxa de mortalidade infantil por mil nascidos vivos (TAXMINF5);

- c) **Educação:** é o indicador mais representativo, pois, mede o grau de instrução da população e a qualificação do corpo docente do município. Está dividido nas três áreas da educação básica: infantil, fundamental e médio totalizando vinte e três indicadores;
- d) **Desenvolvimento social:** é representado pela proporção de eleitores na população total (ELEIPOP6); pela proporção de eleitores analfabetos no total de eleitores (ANAFELI6); pela razão de entidades sociais cadastradas no sistema de ação social e cooperativas pela população total do município (ESOCPOP1); pela razão de bandas de música pela população total do município (BANDPOP5); pela razão de bibliotecas públicas pela população total do município (BIBLPOP5); pela razão entre os benefícios da previdência social e a população acima de 55 anos de idade (PESBENE4); pela razão entre a arrecadação do Fundef pelo município e o total de matrícula inicial na educação infantil e na educação fundamental (FUNDMAT4); pela proporção de veículos movidos a álcool no total da frota de veículos (VALCVEI5); pela proporção de veículos movidos a gasolina no total da frota de veículos (VGASVEI5); pela razão do total da frota de veículos pela população total do município (VEICPOP5); pela relação entre o total de acessos telefônicos instalados e a população do município (TELEPOP4); pela relação entre a soma total de agências de correio com o total de caixas de coleta e milhares de habitantes do município (CORRCOL3); pela relação entre o somatório do total de canais de radiodifusão com o total de canais de radiotransmissão de TV comercial e TV educativa e milhares de habitantes do município (TVCOMED3);
- e) **Densidade demográfica:** reflete uma maior pressão sobre o meio ambiente podendo, ou não, ultrapassar a sua capacidade de suporte.

É representado pela proporção de população rural (POPRERU0); pela proporção de população feminina (POPREF6); pela densidade demográfica (DENSDEM6); pela taxa geométrica de crescimento populacional (CRESCPOP); pela taxa geométrica de crescimento da população urbana (CRESPURB); pela taxa geométrica de crescimento da população rural (CRESPRUR); pela razão de moradores com rendimento do responsável até 5 salários por domicílio (M5S-MDOM0); e pela razão de moradores com rendimento do responsável maior do que 5 salários mínimos por domicílio (MM5SDOM0).

Vetor 4: Geração de emprego e desenvolvimento sustentável da economia

- a) **Desenvolvimento da agricultura:** esses indicadores consideram o volume da produção de produtos de subsistência para o consumo humano e animal além de refletir a modernização das atividades agrícolas de sequeiro no Ceará. São representados pelo percentual do valor adicionado a preços de básicos no setor agropecuário (VADAGRO4); pela produtividade do feijão (PTFEIJA6), do arroz (PTARROZ6), do milho em grão (PTMILHO6); da mandioca (PTMANDI6); pela proporção da área colhida de feijão na área total dos estabelecimentos agropecuários (AFEIST66); pela proporção da área colhida com arroz na área total dos estabelecimentos agropecuários (ARROST66); pela proporção da área colhida com milho na área total dos estabelecimentos agropecuários (AMILST66); pela proporção da área colhida de mandioca na área total dos estabelecimentos agropecuários (AMANST66); pela razão da área colhida com culturas temporárias pela com culturas permanentes (ATEPERM6); pela razão do valor da produção de culturas temporárias pelo de culturas permanentes (VTEPERM6); pela razão do valor dos financiamentos concedidos a produtores e cooperativas na agricultura pelo valor da produção vegetal (FINAGR46); pela razão do valor da produção de culturas temporárias pela população total do município (VPCTPOP6); pela razão do valor da produção de culturas permanentes em 2006 pela população total do município (VPCPPOP6); e pelo percentual do PIB referentes às atividades agropecuárias, nas quais estão incluídos o extrativismo vegetal e a pesca (TXAGROP4);

- b) **Desenvolvimento Industrial e no setor de serviços:** esses indicadores consideram as oportunidades de investimentos industriais, de incentivos fiscais e financeiros no Estado do Ceará. São representados pelo percentual do valor adicionado a preços de básicos no setor industrial (VADINDU4); pela razão da receita do ICMS arrecadada pelo Estado pelo PIB municipal a preços de mercado (ICMSPIB4); pela proporção de indústrias de transformação no total de empresas industriais ativas (INTRIND5); pela proporção de estabelecimentos comerciais varejistas no total de estabelecimentos comerciais (ECVECOM5); pela razão das empresas de serviços pelo total de empresas industriais ativas (ESERIND5); pelo percentual do PIB referentes às riquezas geradas pela prestação de serviços (TXINDUS4); e pelo percentual do PIB referentes a produção do parque industrial (TXSERVI4);
- c) **Consumo de energia elétrica:** significa maiores investimentos nas atividades agrícolas, industriais e de serviços na zona rural e urbana além de proporcionar um maior consumo doméstico de energia elétrica. Representado pela proporção do consumo de energia elétrica residencial no total do consumo faturado de energia elétrica (CEERTOT5); pela proporção do consumo de energia elétrica comercial no total do consumo faturado de energia elétrica (CEECTOT5); pela proporção do consumo de energia elétrica rural no total do consumo faturado de energia elétrica (CERUTOT5); pela proporção do consumo de energia elétrica industrial no total do consumo faturado de energia elétrica (CEEITOT5); pela razão do consumo de energia elétrica residencial por consumidores de energia elétrica residencial (EERCONS5); pela razão do consumo de energia elétrica comercial por consumidores de energia elétrica comercial (EECONS5); pela razão do consumo de energia elétrica rural por consumidores de energia elétrica rural (EERUCON5); pela razão do consumo de energia elétrica de iluminação pública por consumidores de energia elétrica na iluminação pública (EEIPCON5); pela razão do consumo de energia elétrica industrial por consumidores de energia elétrica na indústria (EEICONS5); e pela razão do consumo total faturado de energia elétrica pela população total do município (CFENPOP5);

- d) **Desenvolvimento da pecuária:** representado pela razão do efetivo de bovinos pela área dos estabelecimentos agropecuários (BOVAST66); pela razão do efetivo de ovinos pela área dos estabelecimentos agropecuários (OVAEST66); pela razão do efetivo de caprinos pela área dos estabelecimentos agropecuários (CAPAST66); pela razão do efetivo de suínos pela área dos estabelecimentos agropecuários (SUIAST66); pela razão do efetivo de aves pela área dos estabelecimentos agropecuários (AVEAST66); pela produtividade leiteira das vacas ordenhadas (PTVALEI6); pela produtividade das galinhas poedeiras (PTOVOSG6); Razão do valor dos financiamentos concedidos a produtores e cooperativas na pecuária pelo efetivo de bovinos (FINPEC46); pela razão do valor dos financiamentos à pecuária pelo dos financiamentos a produtores e cooperativas na agricultura (FPECAGR4);
- e) **Capacitação dos recursos humanos para o setor produtivo:** significa uma maior capacitação e aprimoramento da mão-de-obra. É representado pela relação entre o total de homens em idade ativa e a população residente masculina do município (HOMATIVO); pela relação entre o total de mulheres em idade ativa e a população residente feminina do município (MULATIVO); pela relação entre o total de homens economicamente ativos e a população de homens em idade ativa do município (HOMECAT0); e pela relação entre o total de mulheres economicamente ativas e a população de mulheres em idade ativa do município (MULECAT0);
- f) **Gestão Pública:** representado pela razão entre a receita do Fundo de Participação Municipal pelo PIB municipal a preços de mercado (FPMP04); pela proporção entre as despesas com pessoal e a despesa total do município (DESPESS4); pela proporção entre as despesas com pessoal e receita total do município (DPESREC4); pela razão da receita geral da União arrecadada no município em 2005 pelo PIB municipal a preços de mercado (RUNPIB54); pelo Produto Interno Bruto per capita a preços de mercado (PIBCAPT4); e pela razão da receita total arrecadada pelo Estado pela população municipal (RESTPOP5).

**RELACIONAMENTO
DE PREÇOS E INTEGRAÇÃO
ENTRE O MERCADO PRODUTOR
DE TIANGUÁ NA SERRA DA IBIAPABA/CE
E MERCADOS ATACADISTAS
DE FORTALEZA/CE E TERESINA/PI**

Francisco José Silva Tabosa*

Jair Andrade de Araújo**

Ahmad Saeed Khan***

Ruben Dario Mayorga****

RESUMO

Este artigo visa analisar o relacionamento de preços e integração entre o mercado produtor de Tianguá na Ibiapaba/CE e os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI, utilizando séries semanais de preços obtidos da CEASA. Para isto, foram realizados testes de raiz unitária e utilizado o Modelo VAR, com a aplicação do Teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por blocos, Decomposição de Variância e Impulso Resposta. Os resultados mostraram que o mercado do maracujá e tomate Fortaleza/CE apresentou-se como mercado independente, exercendo forte influência sobre os mercados da Ibiapaba/CE e Teresina/PI. No entanto, no mercado do pepino foi Teresina que se apresentou como mercado independente, exercendo forte influência sobre os mercados de Fortaleza/CE e Ibiapaba/CE.

Palavras-Chave: Integração de Mercado; Modelo VAR; Ibiapaba; Fortaleza; Teresina.

Jel Classification: Q11; Q13; C23.

.....
* Economista. Professor Assistente do Curso de Economia da Universidade Federal do Ceará UFC – Campus Sobral e Doutorando em economia no CAEN/UFC.

** Engenheiro de Pesca. Dr. Professor Adjunto do Curso de Economia da Universidade Federal do Ceará – UFC – Campus Sobral.

*** Engenheiro Agrônomo. PhD. Professor Titular do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará.

**** Economista. PhD. Professor Associado do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará.

ABSTRACT

The objective of this paper was to analyze the price relationship and integration between the producer market of Tianguá in Serra of Ibiapaba/CE and the wholesale markets of Fortaleza/CE and Teresina/PI. The weekly price series data was used. For this, the following tests are used: unit roots; the VAR Model; Granger Causality; the Wald for blocks exogeneity; the Variance Decomposition and Impulse Response. The results showed that in the passion fruit and tomatoes markets, Fortaleza showed as independent market, with strong influence over Ibiapaba and Teresina markets. However, in the cucumber market, Teresina showed as independent market with strong influence over Ibiapaba and Fortaleza markets.

Key Words: Market integration; VAR Model; Ibiapaba; Fortaleza; Teresina.

1. INTRODUÇÃO

A análise de integração de mercados fornece informações sobre a estrutura de concorrência predominante nestes mercados as quais podem ser utilizadas para tomadas de decisão sobre formações de preços das firmas que compõem estes mercados, na decisão de entrada de produtores potenciais nos mesmos, na elaboração de políticas de regulação destes, entre outros importantes aspectos.

De acordo com Santos *et al* (2007), dentre os conceitos que descrevem a dependência entre mercados, destacam-se a arbitragem espacial e a Lei do Preço Único (LPU). A arbitragem espacial se dá por intermédio de arbitradores que garantem que a diferença entre os preços de bens homogêneos em duas regiões é conseqüência, no máximo, do custo de transferência do bem da região de menor preço para a região de maior preço. Já a LPU, base analítica da integração de mercados postula que bens homogêneos obedecem à regra da perfeita arbitragem.

Nos últimos anos, muitos estudos têm se proposto a verificar se mercados, espacialmente separados, são economicamente integrados, através da análise de custos de transação, vantagens comparativas e informações referentes a preços (MATTOS, 2008). No Brasil, estes estudos concentram-

se nos mercados agrícolas em virtude da importância destes na economia nacional no que se refere à geração de emprego e renda e na produção de alimentos.

Neste sentido, a Serra da Ibiapaba/CE, localizada a 350 km de Fortaleza/CE, é um dos principais centros produtores de frutas e hortaliças do Norte/Nordeste do País. Dentre os fatores que favorecem esse status estão: clima e temperatura favoráveis, água em abundância e a presença de uma estrutura rodoviária, que facilita o canal de comercialização entre produtor e comerciantes, principalmente os atacadistas. Segundo o CEASA (2009), os principais destinos das produções da Serra da Ibiapaba/CE são os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI, apesar de abastecer quase toda Região Nordeste.

A Tabela 1 apresenta os principais produtos comercializados no mercado produtor de Tianguá na Serra da Ibiapaba/CE em 2008 e os principais destinos da produção. Os cinco principais produtos representam cerca de 70% de tudo que é produzido na região e 90% da produção estadual de Maracujá, Tomate e Pepino (CEASA, op. cit.).

Tabela 1 - Principais produtos comercializados e quantidade produzida na CEASA de Tianguá/CE, 2008.

PRINCIPAIS PRODUTOS	QUANTIDADE PRODUZIDA (em ton.)
Maracujá	9053,00
Tomate	8269,50
Pepino	4450,00
Banana Pacovann	4296,60
Pimentão	3507,60

Fonte: CEASA (2009). Elaboração dos autores.

Neste contexto, conhecer a integração dos preços dos produtos comercializados no mercado produtor na Serra da Ibiapaba/CE e os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI constitui uma importante meta de pesquisa visando verificar a eficiência dos mercados e a direção da causalidade nos preços, indicando os mercados determinantes na formação dos preços.

Essa informação é importante para diversos setores da economia,

como produtores, indústrias e até mesmo o governo. Para o primeiro, informações de integração de mercados podem ocasionar aumento (ou redução) de safras, armazenamento da produção e venda na entressafra, subsídios e informações de custos de transação. Para o segundo, produzir produtos com menores custos de transação e obter maiores lucros. Enfim, para o terceiro, adotar políticas que facilitem o escoamento da produção, política de subsídios, política de preço mínimo, etc.

Sabe-se que, um estreito relacionamento entre os preços nos diferentes mercados atacadistas indicaria que o sistema de comercialização de frutas e hortaliças é competitivo. Por outro lado, a ausência deste relacionamento indicaria a existência de algumas imperfeições.

Empiricamente, são necessárias algumas hipóteses acerca do grau de competitividade dos mercados a serem estudados. Primeiro, o mercado produtor de Tanguá na Serra da Ibiapaba/CE e os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI são estreitamente integrados, isto é, os preços de mercado refletem oferta e demanda de mercados competitivos. Segundo, conforme a Lei do Preço Único (LPU), as diferenças de preço, maiores que os custos de transferência entre mercados, podem resultar em políticas públicas inadequadas; carência de infra-estrutura; dificuldades no transporte; facilidades inadequadas de manuseio do produto e ausência de logística entre os mercados produtores e mercados consumidores. Terceiro que quanto maiores (menores) as distâncias entre os mercados menores (maiores) os graus de integração entre os mercados. Por último, caso ocorra a não existência de integração de mercado, pode-se confirmar a existência de mercados imperfeitos.

Diante do exposto cabe o seguinte questionamento: um melhor entendimento do relacionamento de preços nos mercados atacadistas da Ibiapaba/CE, Fortaleza/CE e Teresina/PI, poderão ser úteis para a elaboração e implantação de políticas públicas visando o melhoramento do mercado e o estímulo à competição, avaliando canais alternativos de mercado, melhoramento das facilidades de transporte, promoção da integração vertical e melhoria geral no fluxo de produtos procedentes dos mercados atacadistas em questão?

O objetivo deste artigo é analisar o relacionamento de preços e integração entre o mercado produtor de Tanguá na Serra da Ibiapaba/CE e os

mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI.

Este trabalho é dividido em quatro partes além dessa introdução. A primeira apresenta uma revisão de literatura sobre integração de mercados agrícolas. A segunda parte contém a metodologia utilizada e na terceira parte os principais resultados são apresentados. A conclusão encerra este trabalho.

2. INTEGRAÇÃO DE MERCADOS AGRÍCOLAS

Segundo Delgado (1986), mercados integrados são aqueles nos quais os preços de produtos diversos não se comportam independentemente. Ou seja, integração de mercado é a variação estável dos preços entre mercados em uma estação específica do ano apesar das várias mudanças nos preços.

De acordo com Stigler e Sherwin (1985), os diferentes locais de mercado estarão mais estreitamente integrados quanto menores sejam os distanciamentos de seus preços. E os diferentes locais ou regiões estarão mais estreitamente integrados quando melhores sejam as condições competitivas dos mercados, as facilidades de transporte, mais eficientes sejam as informações e que incentivem o fluxo das mercadorias de um determinado mercado para outro.

Conforme Mattos (2008), apesar de não existir um consenso entre as definições referentes à integração de mercados, o termo sempre esteve relacionado diretamente com a interdependência de preços em diferentes mercados, implicando em conceitos de integração espacial e, principalmente, na arbitragem espacial e Lei de Preço Único (LPU).

Nesse sentido Fackler e Goodwin (2000) definem integração espacial de mercados como o grau com que choques de oferta e demanda são transmitidos de um mercado para outro. Visando comprovar essa definição, os autores utilizam uma razão de transmissão de preços entre mercados. Ainda conforme os autores, a arbitragem espacial é o elemento responsável pela condução dos mercados à integração, e pode ser expressa na equação abaixo:

$$P_i - P_j \leq C_{ji} \quad (1)$$

Onde: P_i é o preço no mercado i , P_j é o preço no mercado j , e C_{ij} é o custo no qual o arbitrador deve incorrer para transportar o produto em

questão do mercado j para o mercado i .

De acordo com Mattos (op. cit.), geralmente esse custo é representado com o custo de transporte, custo de transferência e custo de transação. Este último termo é o mais utilizado nas análises de integração de mercados agrícolas.

Outro conceito importante, que reflete as análises de integração de mercados, é a Lei do Preço Único (LPU). Fackler e Goodwin (op. cit.) apontam duas versões para essa lei. A primeira definida como versão fraca, se confunde com a definição de arbitragem espacial, definida na equação (1). Já a versão forte, é conduzida também pela definição de arbitragem espacial, mas como uma igualdade, que, segundo Mattos (op. cit.), é a versão mais testada em estudos de integração de mercados. A versão forte é expressa na equação (2), da seguinte forma:

$$P_i - P_j = C_{ji} \quad (2)$$

De acordo com Mayorga *et al* (2008), os primeiros estudos do setor agrícola a analisar a transmissão de preços e integração de mercado utilizaram, em sua maioria, análise de correlação de preços e regressão simples.

Estes estudos, no entanto, passaram a ser criticados pela negligência que mascara a presença de outros fatores que podem causar variações nos preços, como inflação de preços, sazonalidade (principalmente na agricultura), crescimento populacional e problemas climáticos entre outros. Além disso, não havia o cuidado de verificar se as séries eram estacionárias.

Uma maneira de evitar estas críticas foi a de considerar a diferenciação de preços, que tem a propriedade atrativa de interpretar a integração de mercado como interdependência de mudança de preços em diferentes mercados. Além disso, a diferenciação de preço elimina a tendência comum que causa regressão espúria (GOLETTI *et al*, 1995). Nesse caso, as estatísticas de avaliação $|t|$, F e R^2 , apesar de apresentarem valores elevados, podem não traduzir a verdadeira relação teórica entre as variáveis.

O primeiro modelo de integração de mercados foi desenvolvido por Ravallion (1986), ao considerar o processo de transmissão de preços de um mercado para outro de caráter dinâmico, partindo da existência de um mercado central urbano, estabelecendo relações comerciais com outros mercados menores (rurais). Segundo Ravallion (op. cit.), na presença

de integração de mercados, os mesmos são considerados perfeitamente competitivos.

Atualmente, vários estudos de integração de mercados agrícolas utilizam testes de estacionariedade, principalmente os testes de raiz unitária, visando analisar se os mercados analisados são integrados ou não. A análise de estacionariedade implica verificar se as séries trabalhadas possuem a mesma média, variância e autocorrelação ao longo do tempo.

Trabalhos como de Mayorga (1989) e Tabosa *et al* (2004), utilizaram o teste de causalidade de Granger (1969) para analisar a existência (ou não) de integração nos mercados atacadistas do tomate. Ou seja, se um mercado causa outro mercado no sentido de Granger. Ambos concluíram que os mercados atacadistas do tomate no Nordeste, especialmente entre Fortaleza/CE e Ibiapaba/CE, são bastante integrados.

Mais recentemente, muitos estudos de integração de mercados têm se desenvolvido utilizando modelos de vetores auto-regressivos (VAR), decomposição de variância, impulso resposta, vetores de correção de erros (VEC) e co-integração com efeitos *threshold* (SACHS & PINATTI, 2007; MAYORGA *et al*, *op.cit*; GOODWIN & PIGOTT, 1999; BALCOMBE *et al*, 2007 e MATTOS, 2008).

3. METODOLOGIA

3.1 Padronização e origem dos dados

Neste trabalho, serão utilizados dados de preço para analisar o mercado nordestino do tomate, maracujá e pepino. A escolha desses produtos obedece aos três produtos serem os mais comercializados por meio do mercado produtor de Tianguá na Serra da Ibiapaba/CE. Os dados obtidos junto a Central de Abastecimento S/A (CEASA) consistem em séries semanais de preços dos mercados produtor de Tianguá na Serra da Ibiapaba/CE e atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI. Infelizmente, não foi possível obter dados de outros produtos como Banana Pacovann e Pimentão por falta de uma série completa. Utilizou-se no presente estudo o programa econométrico Eviews 5.0.

Algumas considerações devem ser feitas no que respeita à deflação

de preços e ao deflator a ser utilizado. De acordo com Pino e Rocha (1994 apud MARGARIDO, 1998, p. 71), sendo a série original não deflacionada e um deflator apropriado tal que:

$$y_t = \frac{z_t}{d_t} \quad Y_t = \log \frac{y_t}{y_{t-1}} = \log \frac{z_t/d_t}{z_{t-1}/d_{t-1}} = \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} \quad (3)$$

Por outro lado, é usual ajustar o modelo à série centrada ao redor da média quando se toma uma diferença de ordem 1 (um): $Y_t - \bar{Y}$. Neste caso,

$$\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_i Y_i = \frac{1}{n} \sum \left(\log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} \right) = \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{d_t}{d_{t-1}} \quad (4)$$

Porém, se a taxa de inflação for semelhante de mês a mês no período considerado, então, qualquer que seja t , essa relação é aproximadamente constante. Logo,

$$\begin{aligned} \frac{d_t}{d_{t-1}} \approx k &= \log \frac{y_t}{y_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{y_i}{y_{i-1}} = Y_t - \bar{Y} \\ &= \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} + \frac{1}{n} \sum \log \frac{d_i}{d_{i-1}} \approx \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} \end{aligned} \quad (5)$$

Portanto, da forma como as séries foram transformadas, o modelo com a série deflacionada é aproximadamente equivalente ao modelo com a série sem deflação.

No presente trabalho, foi empregado à transformação logarítmica. As séries estimadas para análise de relação de preços de tomate, maracujá e pepino no mercado atacadista nordestino foram então: LNTFOR = logaritmo natural de preço do tomate em Fortaleza/CE; LNTIBI = logaritmo natural de preço do tomate em Ibiapaba/CE; LNTTER = logaritmo natural de preço do tomate em Teresina/PI; LNMFOR = logaritmo natural de preço do maracujá em Fortaleza/CE; LNMIBI = logaritmo natural de preço do maracujá em Ibiapaba/CE; LNMTER = logaritmo natural de preço do maracujá em Teresina/PI; LNPFOR = logaritmo natural de preço do pepino em Fortaleza/CE; LNPIBI = logaritmo natural de preço do pepino em Ibiapaba/CE e LNPTER = logaritmo natural de preço do pepino em Teresina/PI.

3.2 Testes de Raiz Unitária

Para testar a presença ou não de raiz unitária na série e ordem de integração, utilizou-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado – ADF, desenvolvido por Dickey e Fuller (1981) e o teste KPSS desenvolvido por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992).

De acordo com Kwiatkowski et al (1992, p. 176), o teste KPSS tende a complementar o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller. Testando ambas as hipóteses, de raiz unitária e de estacionariedade, podem-se distinguir séries que aparentam serem estacionárias, séries que aparentam possuir raiz unitária e para as quais os dados (ou testes) não são suficientemente informativos para assegurar se são estacionárias ou integradas.

3.3 Vetores Auto-regressivos (VAR)

Um vetor autoregressivo (VAR) pode ser entendido como uma forma reduzida de modelos de equações simultâneas. Um VAR(p) pode ser expresso como:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde, $\varepsilon_t = \beta_0 u_t$; u_t é o vetor de erros do sistema original; $\varepsilon_t \sim$ i.i.d. $N(0, \Sigma)$; $\Pi' = c[\Phi_1 \dots \Phi_p]$ e $x_t = [y_{t-1} \dots y_{t-p}]'$. Nesse caso geral, os estimadores de máxima verossimilhança de Π e Σ são equivalentes aos calculados pelos mínimos quadrados ordinários. Utilizando-se o operador de defasagem, pode-se reescrever o VAR como:

$$y_t = c + \Phi(L)y_t + v_t = \bar{c} + v_t + \Phi v_{t-1} + \Phi^2 v_{t-2} + \dots \quad (7)$$

Os coeficientes de Φ são denominados de multiplicadores do sistema. No modelo autoregressivos nós podemos identificar cada inovação, v_{mt} , com uma variável específica de y_t , chamada y_{mt} . Seja \bar{y} o vetor de equilíbrio. Suponha uma modificação de um dos v 's por um único período. “ y_{mt} ” irá se afastar e retornar novamente ao equilíbrio. O caminho por onde as variáveis retornam ao equilíbrio é chamado impulso resposta de VAR.¹

¹ Para tornar os parâmetros do VAR identificáveis e recuperar os choques do modelo na sua forma estrutural permitindo a análise de impulso resposta, utilizou-se a decomposição de Cholesky.

Considere um choque temporal no sistema como dv_{mt} , então no período t :

$$y_{mt} - \bar{y}_m = dv_{mt} = \varphi_{mm}(0)dv_t \tag{8}$$

A função $\varphi_{mm}(i)$ apresenta as características de impulso resposta da variável y_m para inovações em v_m . Uma forma usual de caracterizar o sistema é apresentar graficamente as funções impulso resposta. O procedimento demonstra o efeito que um choque unitário em v_m causa na variável m . Também é possível examinar o efeito de um choque unitário de v_t na variável m . Então, a função impulso resposta será:

$$\varphi_{ml}(i) = \text{elemento } m,l \text{ de } \Phi_i \tag{9}$$

Diz-se que uma variável X_t (causalidade par a par), ou que um bloco de variáveis Z_t (causalidade em blocos), não causa Y_t no sentido de Granger (1969) se as informações passadas de X_t , ou de Z_t , não melhoram as previsões da variável Y_t . A hipótese nula de não causalidade de Granger pode ser testada através da estimação de um VAR com e sem restrições sobre os parâmetros das variáveis em questão e do uso de uma estatística de teste de razão de verossimilhança, ou de Wald ou ainda um teste F.

Através da decomposição do erro de previsão, pode-se analisar a proporção deste erro em cada uma das variáveis do VAR, em virtude de choques na própria variável em questão e dos choques das outras variáveis do modelo.

4. RESULTADOS

Nesta seção, apresentaremos os resultados dos testes de raiz unitária e do modelo VAR, assim como o teste de causalidade em bloco de Granger, função impulso resposta e decomposição de variância.

A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries de maracujá, tomate e pepino. Os resultados mostraram que as séries são estacionárias em nível.

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries de preço em níveis logaritmizadas, Fevereiro de 2007 a Fevereiro de 2009

	τ	Defis	τ_t	Defis	τ_u	Defis
LNMFOR	-3,4484*	0	-3,9766*	0	-4,2990*	0
LNMIPI	-4,8623*	0	-4,9548*	0	-5,3616*	0
LNMTER	-2,7340**	0	-3,2953**	0	-3,68'6**	0
LNTFOR	-3,0590*	0	-3,2555**	0	-3,3326**	0
LNTIPI	-2,9016*	0	-2,9080*	0	-3,9275**	0
LNTTER	-3,1881*	0	-3,3293**	0	-3,3347**	0
LNPFOR	-1,6891**	0	-3,1118**	0	-3,2861**	0
LNPIPI	-2,4784**	0	-2,5897**	0	-4,6779*	0
LNPTER	-2,1380*	0	-4,3580*	0	-4,7828*	0

Fonte: Dados da pesquisa.

Os valores críticos para o modelo com constante e com tendência ao nível de 1%, 5%, e 10% são respectivamente -3,9943; -3,4274 e -3,1370 para o modelo com constante e sem tendência os Valores Críticos são, ao nível de 1% (-3,4557), 5% (-2,8726) e 10% (-2,5727) e para o modelo sem constante e sem tendência os Valores Críticos são ao nível de 1% (-2,5740), 5% (-1,9420) e 10% (-1,6158).

***indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 10%.

**indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

*indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Na Tabela 3 são apresentados os resultados do teste de raiz unitária de Kwiatkowski *et al.* (1992). Os resultados mostraram que as séries são estacionárias em nível.

Tabela 3 - Teste de Estacionariedade, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin para as séries de preço em níveis logarítmizadas, Fevereiro de 2007 a Fevereiro de 2009

	Tendência e Constante	Def	Constante	Def
LNMFOR	0,0918	7	0,5768**	8
LNMIBI	0,0715	6	0,6336**	7
LNMTER	1,0214*	9	0,1980	7
LNTFOR	0,0893	8	0,1186	8
LNTIBI	0,0927	8	0,0877	8
LNTTER	0,1473**	8	0,1463	8
LNPFOR	0,1185	8	0,6682**	8
LNPIBI	0,0877	7	0,6520**	8
LNPTER	0,0781	8	0,3589	8

Fonte: Dados da pesquisa.

Os valores críticos para o modelo com constante e com tendência ao nível de 1%, 5%, e 10% são respectivamente 0,2160, 0,1460 e 0,1190 e para o modelo com constante e sem tendência os Valores Críticos são ao nível de 1% (0,7390), 5% (0,4630) e 10% (0,3470).

***indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 10%.

**indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

*indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Utilizando o critério de Akaike Information Criterion (AIC), detectou-se que o melhor número de defasagens é igual a 2.

O Teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por blocos permite identificar dentre estas variáveis aquelas que são fortemente exógenas (análise de longo prazo). Os resultados deste teste sugerem que, nos mercados do maracujá, apenas as séries LNMFOR não se pode rejeitar a hipótese nula de não-causalidade de Granger para essas variáveis em relação aos demais. No caso do mercado do tomate, apenas LNTFOR não se pode rejeitar a hipótese nula de não-causalidade de Granger para essas variáveis em relação aos demais. Isso indica que Fortaleza/CE é o único mercado independente nesses mercados. Já no mercado do

pepino, a série LNPTER não se pode rejeitar a hipótese nula de não-causalidade de Granger para essas variáveis em relação aos demais. Isso indica que Teresina/PI é um mercado independente (ver Tabela 1 do Anexo).

Após esta análise, realizou-se a decomposição de variância, através de choques não antecipados nas variáveis que se apresentaram endógenas no teste de causalidade de Granger em bloco. A ordenação foi obtida através do procedimento de Cholesky, seguindo também os resultados do teste de causalidade de Granger em bloco.

No mercado do maracujá, a decomposição de variância para LNMIBI mostrou que, decorridas 24 semanas, a LNMFOR explica 61,10%, enquanto que a própria LNMIBI explica apenas 33,97%. A decomposição de variância para LNMTER mostrou que, decorridos 24 semanas, a LNMFOR explica 21,84%, enquanto que a própria LNMTER explica 65,22% (ver Tabela 2 do Anexo).

No mercado do tomate, a decomposição de variância para LNTIBI mostrou que, decorridas 24 semanas, a LNTFOR explica 66,25%, enquanto que a própria LNTIBI explica apenas 29,09%. A decomposição de variância para LNTTER mostrou que, decorridas 24 semanas, a LNMFOR explica 66,18%, enquanto que a própria LNTTER explica 32,05% (ver Tabela 3 do Anexo).

No mercado do pepino, a decomposição de variância para LNPIBI mostrou que, decorridas 24 semanas, a LNTER explica 7,97%, enquanto que a própria LNPIBI explica apenas 23,27%. A decomposição de variância para LNPFOR mostrou que, decorridas 24 semanas, a LNPTER explica 15,06%, enquanto que a própria LNPFOR explica 84,13% (ver Tabela 4 do Anexo).

Os gráficos 1 e 2 mostram a função impulso resposta para os mercados do maracujá e tomate, onde a ordenação foi obtida pelo procedimento de Cholesky. Os resultados mostraram que o comportamento da função impulso resposta sobre o preço de Fortaleza/CE tem um impacto bem definido sobre os preços de Ibiapaba/CE e Teresina/PI, dado que um choque no desvio padrão dos preços de Fortaleza/CE tende a elevar o desvio padrão dos preços de Ibiapaba/CE e Teresina/PI. No caso do maracujá, nota-se, então, uma queda lenta até estabilizar-se entre a décima oitava (em Ibiapaba/CE) e vigésima quarta semana (em Teresina/PI). Em relação ao mercado de tomate, nota-se, então, uma queda lenta até estabilizar-se

entre a vigésima segunda (em Ibiapaba/CE) e vigésima quarta semana (em Teresina/PI).

Gráfico 1 - Elasticidade de Função de Resposta de Impulso no mercado de maracujá, efeitos de choques em LNMFOR sobre LNMIBI e LNMTER

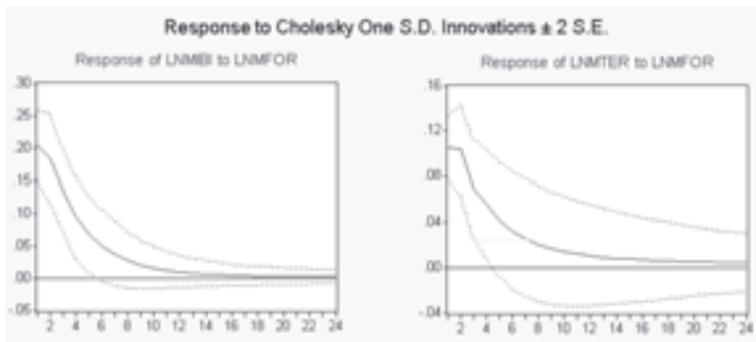
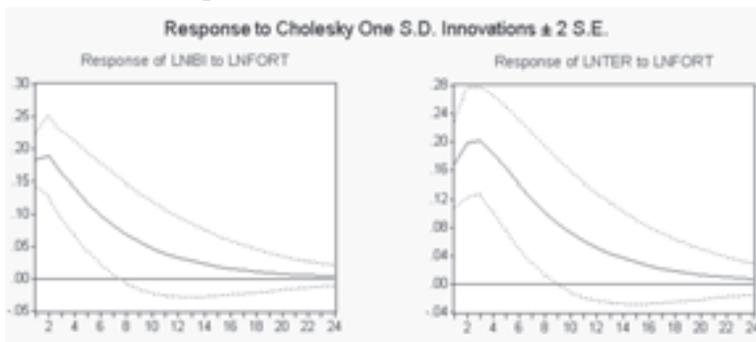


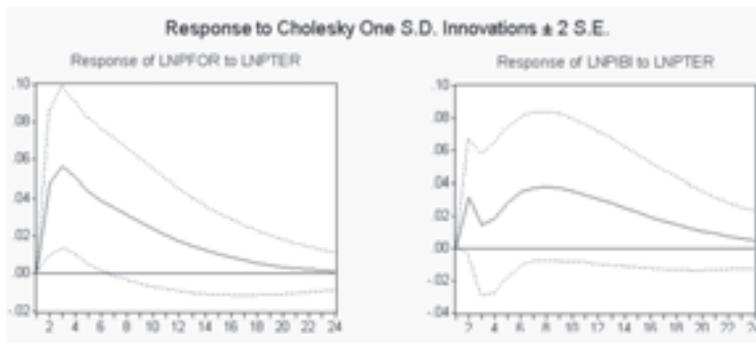
Gráfico 2 - Elasticidade de Função de Resposta de Impulso no mercado do tomate, efeitos de choques em LNTFOR sobre LNTIBI e LNTTER



O gráfico 3 mostra a função impulso resposta para o mercado do pepino, onde a ordenação também foi obtida pelo procedimento de Cholesky. Os resultados mostraram que o comportamento da função impulso resposta sobre o preço de Teresina/PI tem um impacto bem definido sobre os preços de Fortaleza/CE e Teresina/PI, dado que um choque no desvio padrão dos preços de Teresina/PI tende a elevar o desvio padrão dos preços de Fortaleza/CE e Ibiapaba/CE. Em relação ao mercado de tomate,

nota-se, então, uma queda lenta até estabilizar-se entre a vigésima segunda (em Fortaleza/CE) e vigésima quarta semana (em Ibiapaba/CE).

Gráfico 3 -Elasticidade de Função de Resposta de Impulso no mercado do pepino, efeitos de choques em LNPTER sobre LNPFOR e LNPIBI



Um ponto que chamou atenção foi à integração entre os mercados atacadistas do Nordeste, com destaque para o mercado atacadista de Fortaleza/CE, que exerce forte influência sobre os mercados da Ibiapaba/CE e Teresina/PI, tanto no mercado do tomate quanto no mercado de maracujá, já que este mercado, segundo o CEASA (2009), é o maior consumidor de tomates e de maracujá da Serra da Ibiapaba, e também detém o maior número de atacadistas que comercializam estes produtos com os demais mercados atacadistas do Nordeste.

No mercado de pepino, um destaque para Teresina/PI, que exerce forte influência sobre os mercados de Fortaleza/CE e Ibiapaba/CE, pois este produto é bastante comercializado pelo mercado de Teresina, que distribui tanto para o interior do estado do Piauí quanto para São Luís/MA e Região Norte.

Outro ponto importante é que o mercado produtor da Ibiapaba/CE pouco (ou quase nada) influencia os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI. Uma possível explicação para isto reside no fato de que o mercado produtor de Tianguá na Serra da Ibiapaba/CE é formado, em sua maioria, por pequenos e médios produtores, geralmente não associado e não pertencentes à cooperativa de produtores (no caso da Ibiapaba/CE), com baixo grau de escolaridade, de difícil acesso á manejos

tecnológicos e a crédito, além da questão do custo de transporte,² possibilitando apenas a negociação com atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI. O que dificulta a negociação de melhores preços junto aos atacadistas.

Dentre os fatores que podem explicar esses resultados destacam-se os custos de transação, em decorrência das distâncias entre os mercados. Além disso, as estradas, tanto federais quanto estaduais, são precárias, o que dificulta o escoamento da produção. A pequena representatividade dos mercados produtores na formação dos preços dos produtos comercializados na Ibiapaba/CE pode refletir, além dos custos de transação, uma necessidade de maior organização e cooperação dos produtores locais.

5. CONCLUSÕES

O objetivo deste artigo foi analisar o relacionamento de preços e integração entre o mercado produtor da Ibiapaba/CE e os mercados atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI. Para isso, utilizou-se de testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e KPSS; além do Modelo VAR, com os testes de Teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por blocos, Decomposição de Variância e Impulso Resposta.

Os resultados mostraram que as séries deveriam ser trabalhadas em nível, pois não apresentaram raiz unitária. Quanto ao modelo VAR, nos mercados do maracujá e tomate, Fortaleza/CE apresentou-se como um mercado independente, exercendo forte influência sobre os mercados da Ibiapaba/CE e Teresina/PI. No entanto, no mercado do pepino, é o mercado de Teresina que se apresentou como independente, exercendo forte influência sobre os mercados de Fortaleza/CE e Ibiapaba/CE.

Interessante é que o mercado da Ibiapaba/CE, apesar de ser um mercado produtor que abastece os mercados de Fortaleza/CE e Teresina/PI não possui influência sobre nenhum dos mercados atacadistas. Isso significa que os produtores da Serra da Ibiapaba/CE são influenciados por decisões tomadas pelos atacadistas de Fortaleza/CE e Teresina/PI. A interdependência de preços nas diferentes cidades nordestinas analisadas evidencia a presença de um mercado integrado regionalmente.

² A Serra da Ibiapaba/CE fica a 350 Km de Fortaleza/CE e a 320 Km de Teresina/PI. As demais capitais do Nordeste ficam, no mínimo, a 450 Km (no caso de São Luis/MA).

Dentre os fatores que podem explicar esses resultados destacam-se os custos de transação, em decorrência das distâncias entre os mercados atacadistas da Região Nordeste. A pequena representatividade do mercado produtor da Ibiapaba/CE na formação dos preços pode refletir, além dos custos de transação, a necessidade de vender seus produtos nas CEASA's de Fortaleza/CE e Teresina/PI, dados as grandes distâncias que a separam dos outros mercados regionais, devido os custos de transportes, mais organização dos produtores locais, que provavelmente melhoraria seu poder de decisão.

Desta forma, recomendam-se políticas públicas que aperfeiçoem a logística desse mercado, através de estímulos fiscais e do aprimoramento das estradas e vias alternativas que reduzam o custo de transporte; de linhas de crédito para investimentos em capacitação técnica e em máquinas e equipamentos; incentivo à criação de cooperativas no mercado produtor da Ibiapaba/CE pode melhorar a inserção deste mercado. Enfim, políticas que incentivem a produção e comercialização interestadual de frutas e hortaliças principalmente na Região Nordeste, com objetivo de reduzir a variabilidade dos preços deste produto nos mercados nordestinos utilizando o excedente da produção da safra de uma região na entressafra da outra.

BIBLIOGRAFIA

BALCOMBE, K.; BAILEY, A.; BROOKS, J.. Threshold Effects in Price Transmission: the case of Brazilian wheat, maize, and soya prices. *American Journal of Agronomical Economics*, 89 (2) (May 2007): 308-323.

CEASA-CE – Central de Abastecimento do Estado do Ceará – S/A. **Informações Agrícolas**. 2009.

DELGADO, C.L. A variance components approach to foodgrain market integration in North Nigeria. *American Journal of Agricultural Economics*, V. 68, N. 4, p. 970-979, Nov. 1986.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A.. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, V. 49, N. 4, p. 1057-1072, Jul. 1981.

FACKLER, P.; GOODWIN, B.K.. *Spatial price analysis*: a methodological review. North Carolina, Department of Agricultural and Resource Econo-

mics. North Carolina State University, 2000 (Mimeogr.).

GOLETTI, F.; RAISUDDIN, A.; FARID, N. Structural determinants of market integration. The case of rice markets in Bangladesh. *The Developing Economies*, V. 33, N. 2, p. 185-202, Jun. 1995.

GOODWIN, B.K.; PIGGOTT, N.E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. *American Journal of Agriculture Economics*, V. 83, N. 2, p. 302-307. May. 2001.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y.. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root? North-Holland: *Journal of Econometrics*, V. 54, p. 159-178. 1992.

MAYORGA, R.D. *Price relationships and market integration: a northeast of Brazil case study*. 1989, 131 folhas. Tese (Doutorado em Ciência dos Recursos de Terras Áridas) –Committee on Arid Lands Resource Science, University of Arizona, USA. 1989.

MAYORGA, R.D.; LIMA, P. V. P. S.; MAYORGA, R. de O.; TABOSA, F.J.S.. Relacionamento de preços e integração do mercado atacadista do tomate no nordeste brasileiro. In: HOLANDA, M.C. (org). **Economia do Ceará em Debate 2007**. Fortaleza: IPECE, 2008. 23p.

MARGARIDO, M.A.. Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo. Instituto de Economia Agrícola. **Coleção Estudos Agrícolas 6**. São Paulo-SP. 1998.

MATTOS, L. B. de. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais da carne de frango no Brasil**. (Tese de Doutorado em Economia). Universidade Federal de Viçosa/MG – Viçosa/MG, 2008, 162p.

RAVALLION, M.. Testing market integration. *American Journal Agricultural Economics*. V.68, n.1, p.102-109, feb 1986.

SACHS, R.C.C.; PINATTI, E.. Análise do comportamento dos Preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista, no período de 1995 a 2006. **Revista de Economia e Agronegócio**. Vol 5, n3, 2007.

STIGLER, J.G.; SHERWIN, R.. The extent of the market. *Journal of Law and Economics*, V. 28, N. 3, p. 555-585, Oct. 1985.

Anexo

Tabela 1 - Resultados dos testes de Causalidade de Granger em bloco nos mercados atacadistas do Maracujá, Tomate e Pepino. 2009

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 04/28/09 Time: 00:41
Sample: 2/01/2007 2/26/2009
Included observations: 107

Dependent variable: LNMFOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNMBI	4.325489	2	0.1150
LNMTER	2.106100	2	0.3352
All	6.428127	4	0.1694

Dependent variable: LNMBI

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNMFOR	9.783997	2	0.0075
LNMTER	0.804320	2	0.6689
All	13.66221	4	0.0085

Dependent variable: LNMTER

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNMFOR	5.909755	2	0.0500
LNMBI	4.436046	2	0.1000
All	11.48621	4	0.0216

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 04/28/09 Time: 10:23
Sample: 2/01/2007 2/26/2009
Included observations: 107

Dependent variable: LNPFOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNPBI	0.047440	2	0.9766
LNPTER	8.990092	2	0.0112
All	9.100945	4	0.0586

Dependent variable: LNPBI

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNPFOR	5.057348	2	0.0526
LNPTER	3.604772	2	0.1649
All	12.43586	4	0.0144

Dependent variable: LNPTER

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNPFOR	6.542719	2	0.0626
LNPBI	2.169617	2	0.3380
All	6.014954	4	0.1460

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 04/28/09 Time: 10:21
Sample: 2/01/2007 2/26/2009
Included observations: 107

Dependent variable: LNTFOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNTBI	0.277379	2	0.8705
LNTTER	1.742675	2	0.4184
All	2.333440	4	0.6747

Dependent variable: LNTBI

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNTFOR	0.276976	2	0.8707
LNTTER	12.00738	2	0.0005
All	14.07958	4	0.0070

Dependent variable: LNTTER

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNTFOR	50.11075	2	0.0064
LNTBI	0.761068	2	0.6832
All	12.90337	4	0.0118

Tabela 2 - Resultados da Decomposição de Variância no mercado do maracujá

Variance Decomposition of UNIBI:					Variance Decomposition of UNTER:				
Period	S.E.	UNFORT	UNBI	UNTER	Period	S.E.	UNFORT	UNBI	UNTER
1	0.311146	42.99547	67.00453	0.000000	1	0.161217	42.24270	4.202863	63.55444
2	0.367856	55.76301	44.23667	0.001319	2	0.214015	47.49968	9.247730	43.25239
3	0.392190	60.96410	39.96296	0.052946	3	0.247124	43.48927	11.26571	45.24502
4	0.403974	62.88436	36.91311	0.202532	4	0.270157	40.61718	11.65132	47.73150
5	0.410584	63.56735	35.97885	0.453803	5	0.288298	37.74475	11.97241	50.28285
6	0.414604	63.76405	35.46926	0.766691	6	0.303312	35.22483	12.22916	52.54700
7	0.417233	63.72302	35.16224	1.114436	7	0.316037	33.08814	12.40913	54.50272
8	0.419118	63.56272	34.96066	1.476621	8	0.326990	31.29579	12.53520	56.16801
9	0.420581	63.34817	34.81428	1.837559	9	0.336521	29.79331	12.62584	57.58085
10	0.421786	63.11547	34.69817	2.186333	10	0.344870	28.53095	12.69256	58.77658
11	0.422816	62.88322	34.60044	2.516340	11	0.352219	27.46584	12.74256	59.79180
12	0.423718	62.66006	34.51526	2.828371	12	0.358708	26.56302	12.78076	60.65622
13	0.424519	62.45292	34.43963	3.107446	13	0.364454	25.79300	12.81052	61.39568
14	0.425234	62.26121	34.37185	3.366942	14	0.369551	25.13612	12.83416	62.03071
15	0.425876	62.08603	34.31087	3.603105	15	0.374081	24.56844	12.85327	62.57628
16	0.426453	61.92687	34.25594	3.817189	16	0.378113	24.07876	12.86897	63.05227
17	0.426971	61.78203	34.20646	4.010712	17	0.381704	23.65391	12.88203	63.46405
18	0.427438	61.65261	34.16190	4.185297	18	0.384908	23.28396	12.89305	63.82299
19	0.427858	61.53663	34.12180	4.342574	19	0.387768	22.96074	12.90242	64.13683
20	0.428235	61.43016	34.08572	4.484119	20	0.390323	22.67751	12.91048	64.41201
21	0.428575	61.33529	34.05329	4.611419	21	0.392608	22.42865	12.91744	64.65391
22	0.428881	61.25000	34.02414	4.725895	22	0.394652	22.20945	12.92350	64.86704
23	0.429155	61.17336	33.99794	4.828697	23	0.396482	22.01586	12.92881	65.05522
24	0.429402	61.10449	33.97440	4.921104	24	0.398121	21.84486	12.93346	65.22188

Tabela 3 - Resultados da Decomposição de Variância no mercado do tomate

Variance Decomposition of UNIBI:					Variance Decomposition of UNTER:				
Period	S.E.	UNFORT	UNBI	UNTER	Period	S.E.	UNFORT	UNBI	UNTER
1	0.244838	55.32570	44.67430	0.000000	1	0.331429	25.55835	3.430588	71.01106
2	0.345816	57.55871	36.96882	5.455470	2	0.415258	39.11682	2.958730	57.92445
3	0.397694	59.72360	34.86156	5.414843	3	0.471102	48.60147	2.338738	49.05980
4	0.429822	61.59967	33.12123	5.278897	4	0.508395	54.65656	2.011199	43.33224
5	0.449943	62.93076	31.96915	5.100087	5	0.534805	58.54919	1.848113	39.60270
6	0.463020	63.89453	31.13977	4.965699	6	0.553401	61.06235	1.771928	37.16572
7	0.471606	64.58002	30.55099	4.868985	7	0.566522	62.71306	1.739960	35.54736
8	0.477306	65.06856	30.12958	4.801858	8	0.575754	63.81243	1.728671	34.45890
9	0.481115	65.41591	29.82848	4.756606	9	0.582347	64.55371	1.727961	33.71833
10	0.483674	65.66268	29.61347	4.723649	10	0.588810	65.05830	1.731719	33.20998
11	0.485400	65.83772	29.49025	4.702036	11	0.590018	65.40431	1.730703	32.85862
12	0.486569	65.96167	29.35129	4.687035	12	0.592273	65.64288	1.742612	32.61451
13	0.487364	66.04930	29.27401	4.676694	13	0.593859	65.80806	1.747691	32.44424
14	0.487905	66.11113	29.21931	4.669551	14	0.594976	65.92279	1.752005	32.32514
15	0.488275	66.15470	29.18070	4.664605	15	0.595761	66.00267	1.755686	32.24164
16	0.488528	66.18534	29.15349	4.661173	16	0.596314	66.05838	1.758606	32.18301
17	0.488702	66.20686	29.13436	4.658707	17	0.596704	66.09729	1.760916	32.14179
18	0.488822	66.22195	29.12092	4.657126	18	0.596979	66.12450	1.762716	32.11278
19	0.488904	66.23252	29.11151	4.656097	19	0.597172	66.14354	1.764103	32.09236
20	0.488961	66.23993	29.10492	4.655157	20	0.597309	66.15687	1.765160	32.07796
21	0.489001	66.24510	29.10031	4.654591	21	0.597405	66.16522	1.765961	32.06782
22	0.489028	66.24872	29.09709	4.654194	22	0.597473	66.17277	1.766562	32.06047
23	0.489047	66.25124	29.09484	4.653916	23	0.597521	66.17737	1.767012	32.05562
24	0.489060	66.25301	29.09327	4.653721	24	0.597564	66.18069	1.767346	32.05206

Tabela 4 - Resultados da Decomposição de Variância no mercado do pepino

Variance Decomposition of LNPFOR					Variance Decomposition of LNPIBI				
Period	S.E.	LNPFOR	LNPIBI	LNPTER	Period	S.E.	LNPFOR	LNPIBI	LNPTER
1	0.192271	100.0000	0.000000	0.000000	1	0.181018	38.57483	61.42517	0.000000
2	0.221641	95.40170	0.027939	4.590366	2	0.228944	40.73530	57.38199	1.882713
3	0.252574	91.52131	0.013800	8.464893	3	0.270284	49.65077	48.73500	1.613436
4	0.272970	89.35108	0.014751	10.63417	4	0.299826	55.68958	42.62108	1.689342
5	0.288198	88.15386	0.047888	11.79526	5	0.324391	60.07063	37.75253	2.176841
6	0.299201	87.28490	0.110875	12.60422	6	0.344621	63.01185	34.04974	2.938409
7	0.307302	86.58657	0.189087	13.22434	7	0.361366	65.03969	31.21142	3.748893
8	0.313210	86.01975	0.272395	13.70786	8	0.374996	66.43100	29.06619	4.502002
9	0.317481	85.56844	0.355096	14.07646	9	0.386953	67.37179	27.45781	5.170397
10	0.320633	85.21344	0.433192	14.35337	10	0.394647	67.99103	26.26221	5.746759
11	0.322687	84.93666	0.503909	14.55943	11	0.401456	68.38577	25.38101	6.233216
12	0.324187	84.72305	0.565688	14.71126	12	0.406718	68.62701	24.73801	6.634977
13	0.325218	84.56023	0.618881	14.82169	13	0.410728	68.76545	24.27424	6.960311
14	0.325915	84.43790	0.661348	14.90076	14	0.413742	68.83668	23.94420	7.219116
15	0.326380	84.34736	0.696258	14.95639	15	0.415978	68.86548	23.71291	7.421606
16	0.326683	84.28139	0.723826	14.99478	16	0.417612	68.86885	23.65366	7.577499
17	0.326878	84.23410	0.745161	15.02073	17	0.418790	68.86818	23.44621	7.695608
18	0.327001	84.20078	0.761368	15.03786	18	0.419627	68.84090	23.37544	7.783669
19	0.327077	84.17771	0.773426	15.04886	19	0.420213	68.82161	23.33015	7.848237
20	0.327122	84.16204	0.782257	15.05570	20	0.420617	68.80300	23.30219	7.894814
21	0.327149	84.15162	0.788602	15.05978	21	0.420891	68.78645	23.28572	7.927833
22	0.327166	84.14483	0.793078	15.06209	22	0.421074	68.77253	23.27665	7.958020
23	0.327174	84.14053	0.796177	15.06330	23	0.421194	68.76130	23.27218	7.966519
24	0.327179	84.13787	0.798279	15.06385	24	0.421271	68.75256	23.27042	7.977022

**RENDA DO TRABALHO, RENDA
DE TRANSFERÊNCIAS E DESIGUAL-
DADE: UMA NOVA PROPOSTA
DE INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA
DA CURVA DE KUZNETS
PARA O CEARÁ**

Christiano Penna*

Nicolino Trompieri**

Fabrício Linhares***

RESUMO

A hipótese de Kuznets prevê uma associação entre crescimento econômico e desigualdade de renda que se concretiza numa função com formato de um U invertido. Geralmente, tal hipótese é testada com base em regressões que envolvem renda *per capita* e um índice de desigualdade. O presente trabalho propõe uma análise alternativa da hipótese de Kuznets para o Ceará baseada na decomposição vetorial da renda. Todos os dados utilizados na análise estão disponíveis no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – PNUD. Em contraste com as análises anteriores que utilizam diretamente a renda *per capita*, esta busca desagregar a mesma em vetores representativos da renda do trabalho e das transferências realizadas pelo governo, permitindo uma análise mais profunda dos fatores que influenciam a relação crescimento – equidade. Além disto, e também em contraste com trabalhos anteriores, aqui se segue o trabalho de Huang *et al* (2007), e a validade da hipótese de Kuznets é testada através do uso de regressões quantílicas. Nossos resultados validam a hipótese de Kuznets e sugerem que os efeitos da renda do trabalho são mais eficientes do que os efeitos das transferências governamentais na redução da desigualdade de renda.

Palavras-Chave: Curva de Kuznets, Decomposição Vetorial da Renda, Regressão Quantílica.

* Analista de Políticas Públicas do Ipece Doutorando em Economia pelo CAEN/UFC.

** Analista de Políticas Públicas do Ipece Doutor em Economia pelo CAEN/UFC.

*** Professor do CAEN/UFC.

ABSTRACT

The Kuznets hypothesis provides an association between economic growth and income inequality that developed on a light in the shape of an inverted U. Generally, such hypothesis is tested based on regressions involving income *per capita* and an index of inequality. This paper proposes an alternative analysis of the Kuznets hypothesis for the State of Ceará based on a vector decomposition of income. All data are available on the Atlas of Human Development in Brazil - UNDP. In contrast to previous analysis, this analysis seeks to break down the *per capita* income in representative vectors of labor income and government transfers, allowing a deeper analysis of the factors that influence the relationship growth - equity. Moreover, also in contrast to the previous analysis, the analysis carried out following the work of Huang *et al* (2007), and tests the validity of the Kuznets hypothesis through the use of quantile regression. Our results validate the Kuznets hypothesis and suggest that the effects of labor income are more efficient than the effects of government transfers in reducing income inequality.

Keywords: Kuznets Curve, Vector Decomposition of Income, Quantile Regression

1. INTRODUÇÃO

Em 1955 Simon Kuznets desenvolveu um referencial teórico elaborado com base na observação do processo de transição de economias agrícolas para industrializadas na Inglaterra, Alemanha e nos países do Reino Unido. Esta teoria afirma que o processo de desenvolvimento econômico deveria gerar um período inicial de concentração de renda no momento em que a migração de pessoas e recursos passasse a ocorrer da agricultura para as áreas urbanas e industrializadas, entretanto, essa tendência se reverteria à medida que o processo de migração fosse diminuindo. Posto que, (i) a renda per capita média da população rural era menor que a da população urbana e que (ii) a desigualdade nas participações percentuais dentro da distribuição da população rural era menor que a da população urbana. Então, a associação entre crescimento econômico e desigualdade de renda deveria se concretizar numa forma funcional com formato de um U invertido, exposto no gráfico a seguir.

Gráfico 1 - Curva de Kuznets



Fonte: Elaboração dos autores.

Após 50 anos, os economistas ainda procuram compreender de que forma o crescimento econômico é capaz de influenciar as desigualdades regionais. A desigualdade de renda costuma ser vista como uma falha de mercado a ser corrigida por políticas governamentais que, de um modo geral, buscam compensar esta desigualdade redistribuindo recursos no intuito de favorecer as regiões mais pobres e atrasadas, proporcionando assim, uma melhor distribuição de oportunidades e favorecendo a inclusão econômica e social.

Uma prévia consulta aos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – PNUD – revela que o PIB *per capita* do estado do Ceará apresentou um crescimento de 5,5% na última década. Entretanto, também entre 1991 e 2000, a distribuição da renda no estado tornou-se mais concentrada, pois o coeficiente de Gini passou de 0,65 para 0,68. Estes dados mostram que, embora o estado esteja crescendo, a concentração de renda ainda é elevada e que esta vem crescendo ao longo do tempo. Como a estratégia do estado é continuar crescendo e, ao mesmo tempo, reduzir as desigualdades econômicas e sociais, então é necessário que algum esforço de pesquisa seja concentrado não só no sentido de se testar a validade da hipótese de Kuznets, mas também no sentido de se buscar compreender de que maneira é possível crescer e ao mesmo tempo reduzir as desigualdades.

Dentro deste escopo, é necessário ressaltar que o estado do Ceará apresenta uma série de particularidades que requerem certa atenção ao se

conduzir investigações empíricas. A renda *per capita per si*, por exemplo, pode não ser um bom indicador do desenvolvimento econômico do estado, pois deixa de lado particularidades como as pesadas transferências por parte do governo, a disposição geográfica de seus municípios e a tímida participação do setor produtivo no PIB.

Existe uma vasta literatura, tanto nacional quanto internacional, que trata do referido tema e, usualmente, a hipótese de Kuznets é testada através de estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) levando-se em consideração a análise clássica proposta por Ahluwalia (1976), ou de forma não-paramétrica, como pode ser visto em Mushinski (2001). Em ambos os casos, a modelagem econométrica é baseada em duas variáveis-chave, a saber, renda *per capita* e coeficiente de desigualdade de Gini.

Na literatura internacional que aborda a validade da hipótese de Kuznets estão os trabalhos de Ahluwalia (1976), Arnand e Kambur (1993) e Fields e Jackubson (1994). O trabalho de Ahluwalia (1976) utiliza dados *cross-section* para uma amostra de 60 países (40 considerados subdesenvolvidos, 6 socialistas e 14 desenvolvidos) e finda por evidenciar a hipótese teórica de Kuznets. Arnand e Kambur (1993) criticam esta análise inicial afirmando que os dados utilizados não são formulados de maneira homogênea. Os autores refazem a análise dando um melhor tratamento aos dados e refutam a inicial de que a curva de Kuznets era validada. Fields e Jackubson (1994) utilizam dados *pooled cross-section* e dados em painel para o modelo quadrático do índice de Gini como função da renda *per capita*. Estes autores evidenciam a hipótese para o primeiro modelo, no entanto, refutam a mesma ao utilizarem dados em painel com efeito fixo. Recentemente, e em contraste com as abordagens convencionais que utilizam regressões condicionadas à média, Huang *et al* (2007) implementa a regressão quantílica, tanto paramétrica quanto semi-paramétrica, para reexaminar a validade da hipótese de Kuznets em diferentes quantis da função desigualdade condicional. Os resultados empíricos mostram que o U invertido relacionando desigualdade e PIB *per capita* é prevalecente para países com “leve” desigualdade, mas não para aqueles com desigualdade de renda muito elevada ou muito baixa. Esses resultados são robustos ao uso de diferentes conjuntos de dados, variáveis de controle e especificações do modelo.

Em âmbito nacional os trabalhos também parecem evidenciar o comportamento do U invertido preconizado por Kuznets. Berni *et al* (2002), utilizando dados do Valor Adicionado Fiscal (VAF) e do índice L de Theil, demonstram a existência de uma curva de Kuznets para o setor industrial e o de serviços do Rio grande do Sul, em 1991, mas não obtém resultados estatisticamente significantes para o setor agropecuário. Bagolin, Gabe e Pontual (2003), utilizando dados em painel para os municípios do Rio Grande do Sul, também validam a relação do U invertido entre a renda *per capita* e índice de Theil, levando em conta o período de 1970, 1980 e 1991. Jacinto e Tejada (2004) utilizam dados *cross-section* e em painel para os municípios da região Nordeste do Brasil levando em conta os anos de 1970 e 1991, também encontrando evidências da referida curva. Salvato *et al* (2006), abordando os anos de 1991 e 2000, também levantam evidências de que para os municípios de Minas Gerais, a relação entre desigualdade de renda e desenvolvimento econômico também se dá conforme a teoria. Portanto, vê-se que o foco na literatura nacional tem sido buscar evidências para a validação ou não da hipótese de Kuznets, entretanto, pouco se foi feito no intuito de se investigar quais os fatores capazes de influenciar, de fato, a relação entre crescimento e desenvolvimento econômico.

Buscando contribuir para o debate, sem eximir as especificidades do Ceará, através deste trabalho propõe-se uma análise alternativa da hipótese de Kuznets baseada na decomposição vetorial da renda. Contrastando com as análises anteriores, esta busca desagregar a renda *per capita* em vetores representativos da renda do trabalho e das transferências realizadas pelo governo, permitindo um exame mais profundo dos fatores que influenciam a relação crescimento – distribuição de renda. Além disso, o estudo aqui realizado segue o trabalho de Huang *et al* (2007), e testa a validade da hipótese de Kuznets através do uso de regressões quantílicas.¹

O presente estudo é dividido da seguinte maneira: após esta introdução apresenta-se a metodologia de análise empírica, posteriormente discorre-se sobre os resultados e, por fim, apresentam-se as conclusões.

.....
¹ A vantagem deste método é a sua robustez à presença de *outliers* e a possibilidade de se testar a hipótese de Kuznets condicionada a diferentes quantis da função de desigualdade.

2. METODOLOGIA

2.1 Metodologia Clássica

Uma discussão de como a teoria de Kuznets pode ser testada está descrita em Barro (1999). Dentre as diversas formas de análise, e a dada disponibilidade dos dados, optou-se aqui por seguir algo próximo da metodologia de análise proposta nos trabalhos clássicos de Ahluwalia (1976), Arnand e Kambur (1993), Fields e Jackubson (1994) e, em âmbito nacional, Berni *et al* (2002), Bagolin *et al* (2003), Jacinto e Tejada (2004) e Salvato *et al* (2006). Estes autores testam a hipótese admitindo uma especificação básica baseada na seguinte regressão:

$$D_{it} = \lambda + \gamma_0 X + \gamma_1 Y_{it} + \gamma_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde, D representa um índice crescente na desigualdade;² i representa o índice de cada município; t representa a dimensão tempo; λ é o intercepto da regressão; X representa uma matriz com variáveis de controle; Y representa a renda *per capita* e; ε_{it} é o termo de erro.

A equação (1) geralmente envolve dados em painel ou *pooled cross-section* onde podem ser incluídos efeitos fixo e/ou aleatório e é estimada por Mínimos Quadrados Ordinários.³ Com base na teoria, os autores afirmam que a condição necessária para estimação corroborar a hipótese de Kuznetz é de que a desigualdade seja côncava na renda *per capita*, ou seja, γ_1 deve ser positivo e γ_2 deve ser negativo.

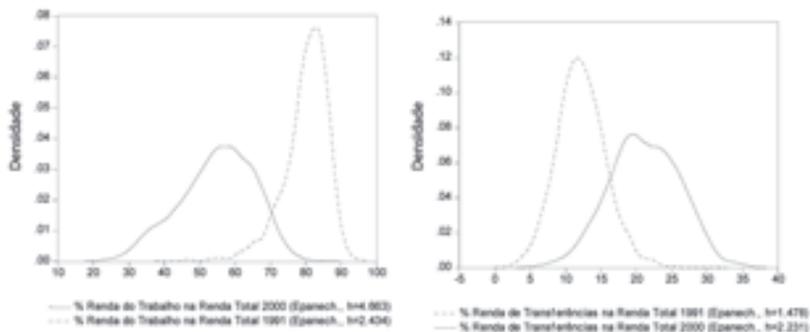
2.2 Algumas Especificidades Relevantes

Como foi visto até agora, o referencial teórico de que trata a hipótese de Kuznets associa renda *per capita* e desigualdade de renda. A renda *per capita* por si só, entretanto, é incapaz de absorver algumas particularidades da economia cearense; na análise dos gráficos e do mapa a seguir fica evidente o porquê.

.....
² Este é um requerimento para que o formato de U invertido se verifique. Os índices de Theil e Gini atendem a este requisito, ou seja, quanto maior o índice, maior a concentração de renda.

³ Também é usual utilizar formas não-paramétrica e semi-paramétrica para se testar o formato funcional sugerido por Kuznets.

Gráfico 2 - Distribuição dos percentuais da renda do trabalho e das transferências na renda total dos Municípios (1991 - 2000)



Fonte: Elaboração dos autores.

O gráfico da esquerda revela que a participação média do percentual das rendas provenientes do trabalho na renda total do município se reduziu ao longo da última década, já o gráfico da direita mostra que a relação transferências do governo/renda total do município vem crescendo. Observa-se também uma nítida bi-modalidade no ano de 2000 para as duas variáveis e, evidentemente, ambas as modas relacionadas às transferências encontram-se num nível superior ao da média de 1991, enquanto que, para a renda do trabalho, ambas as modas encontram-se num patamar inferior ao da média de 1991.⁴

Este processo dinâmico caracteriza uma profunda transformação na composição da renda dos municípios cearenses. Vê-se que a participação da renda do setor produtivo vem abrindo espaço para o setor público e a simples utilização da renda *per capita* deixaria de fora o possível impacto desta especificidade na questão da desigualdade de renda do estado.

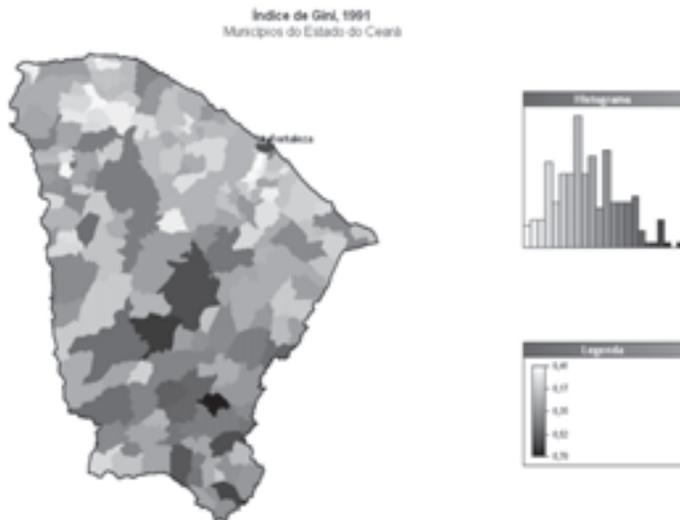
Embora renda do trabalho e transferências integrazem aproximadamente 85% da renda municipal, é necessário ressaltar que esta

⁴ Estas duas variáveis são formalmente descritas como: (1) Participação percentual das rendas provenientes do trabalho (principal e outros) na renda total do município e (2) Participação percentual das rendas provenientes de transferências governamentais (aposentadorias, pensões e programas oficiais de auxílio, como renda mínima, bolsa-escola e seguro-desemprego, etc) na renda total do município. Estas duas variáveis e as apresentadas mais adiante são facilmente encontradas no site do IPEA ou no Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil – PNUD.

não é composta apenas por estes dois fatores, pois existe ainda renda de aluguéis, de juros, renda informal, e de outros fatores. Entretanto, neste estudo a renda advinda destes fatores é reunida num único componente, que será tratado como exógeno e incorporado ao termo de erro.

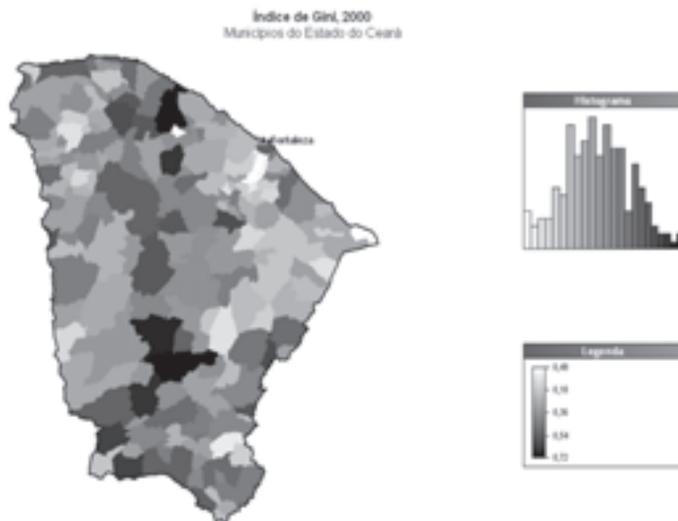
Outra particularidade do Ceará deixada de fora da especificação (1), embora muito discutida por Kuznets, é a questão da importância da disposição geográfica. Atualmente, a econometria espacial tem ganhado bastante destaque, e a disposição geográfica de uma determinada região tem se demonstrado como um fator importante para a compreensão do crescimento e do desenvolvimento econômico local. No caso do Ceará, a distância dos municípios em relação à Fortaleza parece apresentar uma correlação positiva com a concentração de renda *per capita*, como se observa nos mapas a seguir:

Gráfico 3 - Índice de Gini Municipal no Ceará - 1991



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – PNUD.

Gráfico 4 - Índice de Gini Municipal no Ceará - 2000



Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – PNUD.

2.3 Metodologia Alternativa

Os fatores supracitados, tomados em conjunto, nos motivaram a propor uma metodologia alternativa de análise empírica da Hipótese de Kuznets. Como a renda do trabalho e a renda de transferências do governo respondem em média por mais de 85% da renda dos municípios, então deve ser de interesse dos pesquisadores, gestores e formuladores de políticas públicas, investigar os possíveis efeitos destas variáveis no processo de crescimento – distribuição de renda.

Para tanto, nota-se que a desigualdade é uma função da renda *per capita*, $D = f(Y)$, como propõe Kuznets, e esta renda é função das transferências *per capita*, T , da renda dos salários *per capita*, W , e de um componente exógeno, ε ; ou seja, $Y = g(T, W, \varepsilon)$, então existe uma composta, $D = h(T, W, \varepsilon)$, que associa a desigualdade às transferências do governo *per capita*, à renda dos salários *per capita* e ao componente exógeno.

Posto isto, o que se propõe aqui é desmembrar a curva de Kuznets em dois vetores: renda do trabalho e transferências. A idéia é simples: seja

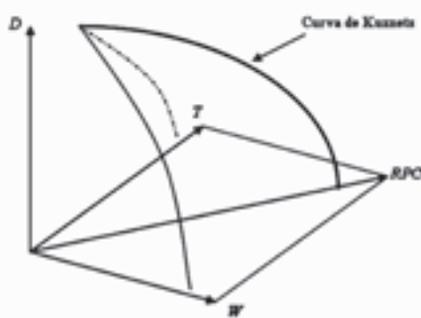
Y_{it} o vetor de renda *per capita* municipal, e sendo t_{it} e w_{it} as respectivas participações das transferências e dos salários na renda, então é possível decompor a renda *per capita*, e o quadrado desta variável, da maneira que se segue:

$$Y_{it} = w_{it}Y_{it} + t_{it}Y_{it} + \varepsilon_{it} = W_{it} + T_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{e} \quad (2)$$

$$Y_{it}^2 = (w_{it}Y_{it})^2 + 2(w_{it}t_{it}Y_{it}^2) + (t_{it}Y_{it})^2 + \xi_{it} = W_{it}^2 + 2W_{it}T_{it} + T_{it}^2 + \xi_{it}$$

Como o componente exógeno representa uma parcela relativamente pequena da renda municipal, optou-se por deixá-lo de fora da regressão.⁵ Desta forma, o gráfico 1 cede lugar ao gráfico a seguir, que concretiza o que se pretende captar com a decomposição vetorial proposta:

Gráfico 5 - Decomposição da Curva de Kuznets



Fonte: Elaboração dos autores.

Espera-se que a influência destas variáveis no processo de desigualdade seja diferenciada. Como o papel do governo é transferir renda no sentido de reduzir as desigualdades, então quanto maior as transferências, menor deve ser a desigualdade; se a taxa de caimento desta variável for positiva, então é de se esperar que a desigualdade seja convexa no componente de transferências. De modo contrário, sem deixar de lado a idéia original de Kuznets, a desigualdade deveria ser côncava na renda do trabalho, ou seja, conforme a mesma fosse se ampliando, a desigualdade deve-

⁵ É necessário ressaltar que ao se tomar $\varepsilon_{it} = (I - t_{it} - w_{it})$ e o incluí-lo na regressão, teríamos regressores linearmente dependentes e, devido a isto, provavelmente a questão da multicolinearidade se faria presente; além disso, se teriam mais termos cruzados, reduzindo-se ainda mais os graus de liberdade para o cômputo das estimativas.

ria crescer e depois de um “*turning point*”, retroceder. Sob estas hipóteses o papel do crescimento na desigualdade de renda seria um tanto quanto incerta.⁶

Buscando avaliar de que forma as transferências e a remuneração do trabalho são capazes de influenciar o processo de crescimento-concentração de renda, a seguinte especificação é proposta:

$$D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 L_{it} + \alpha_2 H_{it} + \beta_1 W_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 W_{it}^2 + \beta_4 (2W_{it}T_{it}) + \beta_5 T_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde, D_{it} é o coeficiente de desigualdade de Gini; α_0 é o intercepto da regressão; L_{it} é a distância dos municípios em relação à capital, invariante no tempo e em quilômetros; H_{it} é a média de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade; T_{it} e W_{it} representam, respectivamente, os vetores de transferências e de renda do trabalho e; ε_{it} é o termo de erro.

Aqui cabem vários adendos. (i) Note que ao incluir os componentes da renda desagregada na regressão espera-se que estejam sendo captados não só o efeito do nível da renda do trabalho *per capita* e das transferências *per capita*, mas também o efeito das participações relativas destes componentes na renda. (ii) Como foi visto no mapa apresentado anteriormente, se espera que o coeficiente da variável distância seja positivo e estatisticamente significativo, pois quanto maior a distância em relação à Fortaleza, maior deve ser a desigualdade; (iii) o sinal do coeficiente da outra variável de controle, H , que representa a média de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade, pode ter sinal positivo ou negativo, dependendo do nível de desenvolvimento regional.⁷

A especificação proposta em (3) é um refinamento da especificação (1). O objetivo é segregar o efeito da renda *per capita* em efeitos atribuídos à renda do trabalho, representados pelos coeficientes β_1 e β_3 , e às transferências realizadas pelo governo, representados pelos coeficientes β_2 e β_5 . O coeficiente associado ao efeito cruzado destas duas variáveis, β_4 , não tem muita *rationale* econômica e entra aqui como controle. Por fim, existem também duas variáveis de controle: localização e uma *proxy* para capital humano, sendo seus efeitos representados respectivamente pelos

⁶ O formato de U invertido, segundo esta análise, requer agora que a matriz hessiana da função desigualdade seja negativa semi-definida.

⁷ Também é de se esperar que a relação entre desigualdade e o próprio capital humano surtam um efeito tal qual o da renda per capita, ou seja, é de se esperar que seu efeito seja positivo quando os municípios sejam menos desenvolvidos e posteriormente negativo, conforme os mesmos vão se desenvolvendo; entretanto existe alguma controvérsia na literatura - Ver Tang e Lim (2006).

coeficientes α_1 e α_2 .

Observa-se também que o teste clássico proposto por Ahluwalia (1976) não é excluído da análise, pois se os coeficientes β_1 e β_2 forem positivos e estatisticamente significantes e os coeficientes β_3 e β_5 forem negativos e estatisticamente significantes, então haveria duas funções côncavas em seus argumentos, fato que finda por uma análise semelhante à exposta no gráfico 2.

Nota-se, ainda, que o teste empírico aqui proposto é mais abrangente que o teste clássico. Se a regra de política do governo for baseada na redução das desigualdades, então a estimativa do coeficiente relacionado às transferências deveria relatar um valor negativo para β_2 ; se isto ocorrer e se, em conjunto, for obtido um valor positivo para o coeficiente β_5 , então o nível de desigualdade seria decrescente nas transferências, e a uma taxa crescente. Por conseguinte, qualquer política pública que ampliasse as transferências *per capita* traria resultados eficazes no sentido de redução das desigualdades. Se o mesmo ocorrer para os coeficientes relacionados à renda do trabalho, ou seja, $\beta_1 < 0$ e $\beta_3 > 0$, então políticas públicas focadas na elevação da renda do trabalho também surtiriam bons resultados, contribuindo desta forma para o crescimento econômico e para a redução das desigualdades.

2.4 Regressão Quantílica

Atualmente a estimação de regressões condicionadas à mediana ou à quantis vem ganhando espaço na literatura. Esta classe de regressões não lineares é muito bem discutida em Korenker (2005) e a aplicação da mesma em análises empíricas da curva de Kuznets pode ser vista no trabalho de Huang *et al* (2007).

Na regressão condicionada à mediana, ao contrário da regressão por MQO, os valores ajustados representam a mediana condicional da variável dependente. A idéia por trás das estimativas com regressão deste tipo se resume a um problema de programação linear de minimização da soma absoluta dos resíduos, daí o nome LAD, do inglês *Least Absolute Deviations*. A regressão quantílica é uma generalização da regressão condicionada à mediana. Neste caso, a predição da função de regressão é condi-

cionada a um quantil, τ , da variável dependente, por exemplo, o primeiro quartil ($\tau = 0,25$) ou ao nono decil ($\tau = 0,90$).

Se as condições clássicas para a validade das estimativas de MQO são satisfeitas, ou seja, se o termo de erro é independente e identicamente distribuído e condicionado a X , então a regressão quantílica torna-se redundante, pois todos os quantis condicionais da variável dependente irão se comportar de acordo com a média condicional. Por outro lado, as estimativas de MQO podem ser depuradas caso os quantis condicionais se comportem de forma muito distinta à da média condicional.

Formalmente, o procedimento de estimação deste tipo de regressão assume que a variável dependente, no caso o índice de desigualdade de Gini utilizado na equação (1), d , seja uma variável aleatória com função de distribuição de probabilidade tal que $F(d) = Prob(D \leq d)$. Deste modo, para $0 < \tau < 1$, o τ -ésimo quantil de D pode ser definido como o menor d que satisfaça $F(d) \geq \tau$, ou seja, $Q(\tau) = \inf \{d : F(d) \geq \tau\}$.

Assim sendo, dado um conjunto de n observações em D , a função de distribuição empírica de d deve ser dada por:

$$F_n(d) = \sum_k 1(z).(D_i \leq d) \tag{4}$$

onde $1(z)$ é uma função indicadora que toma o valor de 1 caso o argumento z seja verdadeiro e 0 caso contrário. Nestes termos, o quantil empírico associado a esta distribuição será dado por:

$$Q_n(\tau) = \inf \{d : F_n(d) \geq \tau\} \tag{5}$$

A equação (10) se resume ao seguinte problema de otimização:

$$Q_n(\tau) = \arg \min_{\xi} \left\{ \sum_{i:Y_i \geq \xi} \tau |D_i - \xi| + \sum_{i:Y_i < \xi} (1-\tau) |D_i - \xi| \right\} \tag{6}$$

$$= \arg \min_{\xi} \left\{ \sum_i \rho_{\tau}(D_i - \xi) \right\}$$

onde $\rho_{\tau}(u) = u(\tau - 1 (u < 0))$ é conhecida como função *check* e que valora pesos positivos e negativos assimetricamente.

A regressão quantílica estende esta formulação de modo a permitir regressores X . Assume-se uma especificação linear para o quantil condicional da variável D , dados valores para um p-vetor de variáveis explanatórias X , de modo que:

$$Q(\tau | X'_i, \beta(\tau)) = X'_i \beta(\tau) \tag{7}$$

onde $\beta(\tau)$ é o vetor de coeficientes associado ao τ -ésimo quantil.

Assim sendo, o estimador condicionado ao quantil pode ser encontrado de maneira similar ao problema de otimização descrito em (11), ou seja, será dado por:

$$\hat{\beta}_n(\tau) = \arg \min_{\beta(\tau)} \left\{ \sum_i \rho_\tau(D_i - X_i' \beta(\tau)) \right\} \quad (8)$$

A vantagem deste método é a sua robustez à presença de *outliers* e a possibilidade de se testar a hipótese de Kuznets condicionada a diferentes quantis da função de desigualdade.

3. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

3.1 Dados e Estimativas Condicionadas à Média

Inicialmente são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste trabalho. As variáveis consolidam um *pool* de 184 municípios cearenses abordando os anos de 1991 e 2000. Todos os dados são facilmente encontrados no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – PNUD. Tem-se, portanto, 368 observações municipais das seguintes variáveis:

- D - Coeficiente de desigualdade de Gini;
- L - Distância, em km, à capital;
- H - Média de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade;
- T - Percentual da renda proveniente de transferências governamentais vezes a Renda *per capita*;
- W - Percentual da renda proveniente de rendimentos do trabalho vezes a Renda *per capita*;
- Y - Renda *per capita*.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas

	D	L	H	T	W	Y
Média	0.561359	219.8254	2.389429	12.80418	46.85979	70.63038
Mediana	0.56	223.1064	2.27	12.07069	43.07896	65.405
Máximo	0.72	460.7219	6.91	44.50217	216.6222	306.7
Mínimo	0.41	0	0.65	3.003876	16.16704	27.66
Desv. Pad.	0.064844	115.0986	0.856402	6.747996	20.38157	27.28193
Skewness	-0.04462	0.102112	1.119247	0.812284	3.037894	2.874288
Kurtosis	2.430392	2.119863	5.752544	3.568865	22.39341	21.01664
Jarque-Bera	5.097077	12.51735	193.006	45.43002	6332.964	5483.899
Probabilidade	0.078196	0.001914	0	0	0	0

Fonte: Elaboração dos autores.

A seguir são apresentadas as estimativas de MQO da equação (1) adicionando-se as variáveis distância em relação à capital e a média de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade como variáveis de controle, assim como as estimativas de MQO da equação com decomposição vetorial da renda.

Tabela 2 - Estimativas Da Equação (1)
Pooled Cross-Section – MQO

$$D_{it} = \lambda + \gamma_{01}L + \gamma_{02}H + \gamma_1 Y_{it} + \gamma_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it}$$

Variável	Coefficiente	Desv. Pad	Statística t
C	0.400638*	0.015122	26.49301
L	0.000216*	0.0000253	8.52313
H	0.024364*	0.006867	3.548049
Y	0.001009*	0.000372	2.712013
Y ²	-2.82E-06**	1.17E-06	-2.423031

$$\bar{R}^2 = 0.301831$$

Fonte: Elaboração dos autores.

L = Localização; H = Capital Humano; Y = renda *per capita*

*, ** e *** significam significância estatística aos níveis de 1% , 5% e 10%, respectivamente.

As estimativas por MQO da análise clássica da curva de Kuznets revelam que os coeficientes são estatisticamente significantes e possuem os sinais requeridos para validar a hipótese de U invertido, ou seja, $\hat{\gamma}_1 > 0$ e $\hat{\gamma}_2 < 0$. Além disso, se constata que a localização tem como esperado, sinal positivo, ou seja, quanto mais distante da capital, maior parece ser a desigualdade de renda municipal. O termo constante sugere que o intercepto da curva de Kuznets parta de um coeficiente de desigualdade de Gini de aproximadamente 0.4.

Tabela 3 - Estimativas da Equação (3)
Pooled Cross-Section – MQO

$$D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 L_i + \alpha_2 H_{it} + \beta_1 W_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 W_{it}^2 + \beta_4 (2W_{it}T_{it}) + \beta_5 T_{it}^2 + \varepsilon_{it}$$

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Pad</i>	<i>Statística t</i>
<i>C</i>	0.444877*	0.014993	29.67236
<i>L</i>	0.000162*	0.000023	7.039713
<i>H</i>	0.009217	0.00591	1.559551
<i>W</i>	-0.001904*	0.000316	-6.032997
<i>T</i>	0.014612*	0.001793	8.147816
<i>W²</i>	1.28E-05*	3.65E-06	3.498882
<i>2WT</i>	-4.06E-06	0.0000136	-0.297582
<i>T²</i>	-0.000320*	0.0000737	-4.34551

$$\bar{R}^2 = 0.490894$$

Fonte: Elaboração dos autores.

L = localização; *H* = capital humano; *Y* = renda per capita; *T* = transferências do Governo; *W* = renda do trabalho

*, ** e *** significam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

As estimativas de MQO da análise proposta também revelam que os coeficientes são estatisticamente significantes, com exceção do termo cruzado e do capital humano. Posto que a variável dependente é a mesma em ambas as análises, o R^2 ajustado sugere que a segunda especificação está relativamente melhor ajustada. Da mesma forma constata-se que a

localização também tem sinal positivo e estatisticamente significativa.

Para validar a hipótese do U invertido é necessário que a matriz hessiana associada à equação estimada seja negativa definida. Ao se analisar os sinais das variáveis percebe-se interessantes resultados: Para a proporção da renda do trabalho na renda tem-se $\hat{\beta}_1 < 0$ e $\hat{\beta}_3 > 0$, isto sugere que a desigualdade é decrescente nesta variável e que a taxa de queda desta variável é crescente, ou seja, quanto maior a participação da renda do trabalho na renda, menos concentrada deverá ser a renda do município. Com relação ao vetor de transferências tem-se $\hat{\beta}_2 > 0$ e $\hat{\beta}_5 < 0$, sugerindo que a desigualdade é côncava nas transferências, ou seja, que as transferências tendem a aumentar as desigualdades, porém, conforme tais transferências forem crescendo, este efeito se reverte e passa a reduzir a concentração de renda.⁸

Entretanto, até que ponto tais resultados podem ser interpretados como evidências próximas às sugeridas pela análise clássica da curva de Kuznets? O exercício descrito a seguir parece sugerir que a análise da decomposição da renda é, de fato, muito próxima da análise clássica. No gráfico a seguir são expostas as duas retas de regressão estimadas por MQO, a da análise clássica e a da análise proposta, ou seja,

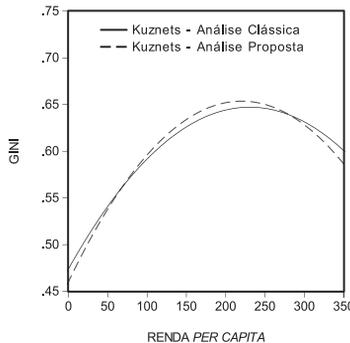
Clássica:

$$\hat{D}_{it} = \hat{\lambda} + \hat{\gamma}_{01}L_i + \hat{\gamma}_{02}H_{it} + \hat{\gamma}_1Y_{it} + \hat{\gamma}_2Y_{it}^2 \tag{9}$$

e Decomposta:

$$\hat{D}_{it} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1L_i + \hat{\alpha}_2H_{it} + \hat{\beta}_1W_{it} + \hat{\beta}_2T_{it} + \hat{\beta}_3W_{it}^2 + \hat{\beta}_4(2W_{it}T_{it}) + \hat{\beta}_5T_{it}^2 \tag{10}$$

Gráfico 6 - Comparativo das Curvas de Kuznets para diferentes especificações



Fonte: Elaboração dos autores.

⁸ Esta elevação inicial da desigualdade não é o foco deste trabalho, mas pode ter explicação no aumento das desigualdades intra-grupos.

Observa-se, portanto, que o formato de U invertido sugere que a matriz hessiana atende às condições necessárias à análise e que o estudo aqui proposto se aproxima bastante da análise clássica. Pouco do que se perde deve-se ao componente exógeno relacionado à renda de aluguéis, à renda informal e a outros elementos da renda que nos parecem estar relativamente fora do alcance dos gestores de políticas. Entretanto, ao incorporar à análise a questão das transferências governamentais e da participação do trabalho na renda, muito se ganha em termos de instrumentos para formulação de políticas públicas.

3.2 Estimativas da Regressão Quantílica

A seguir são apresentadas as estimativas da equação (3) estimadas por MQO e por LAD.⁹ Esta metodologia permite um exame condicionado aos diferentes quantis da função de desigualdade e revela que a magnitude e a significância estatística dos estimadores da regressão condicionada à mediana ($\tau = 0.5$) pouco destoam dos estimadores de mínimos quadrados. Isto decorre do fato da distribuição do índice de Gini possuir média e mediana muito próximas, conforme se observou na tabela 1.

Tabela 4 - Estimativas Da Equação (3)

Pooled Cross-Section – MQO e LAD

$$D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 L_{it} + \alpha_2 H_{it} + \beta_1 W_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 W_{it}^2 + \beta_4 (2W_{it}T_{it}) + \beta_5 T_{it}^2 + \varepsilon_{it}$$

Coeeficiente	MQO	REGRESSÃO QUANTÍLICA (LAD)				
	Estimativas	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
<i>C</i>	0.444877*	0.371768*	0.386389*	0.453575*	0.482212*	0.501927*
<i>L</i>	0.000162*	0.000153*	0.000183*	0.000167*	0.000166*	0.000157*
<i>H</i>	0.009217	0.003213	0.016492*	0.015326**	0.002734	-0.0126
<i>W</i>	-0.001904*	-0.00124	-0.00157**	-0.00201*	-0.00212*	-0.00166*
<i>T</i>	0.014612*	0.014698**	0.014283*	0.01215*	0.016499*	0.019117*
<i>W²</i>	1.28E-05*	7.49E-06	8.45E-06**	1.56E-05**	9.74E-06	0.00001
<i>T²</i>	-0.000320*	-0.00033	-0.00032*	-0.00023*	-0.00042*	-0.00044*

Fonte: Elaboração dos autores.

L = localização; H = capital humano; Y = renda per capita ; T= transferências do Governo; W= renda do trabalho

*, ** e *** significam significância estatística aos níveis de 1% , 5% e 10%, respectivamente. OBS: As estimativas associadas ao termo cruzado foram suprimidas da análise propositalmente.

⁹Posto o reduzido tamanho amostral, neste trabalho utilizamos intervalos de confiança de bootstrap (1000 replicações) para todas as regressões por LAD.

As estimativas relatam que, assim como no método dos mínimos quadrados, todos os coeficientes são estatisticamente significantes, tanto para a regressão condicionada à mediana, quanto para o segundo quantil, ou seja, para os municípios com renda relativamente menos concentrada.¹⁰ A variável localização possui o sinal esperado e o efeito do capital humano parece ser decrescente nos quantis da densidade de distribuição, ou seja, quanto mais desiguais forem os municípios, menor parece ser um possível efeito “perverso” da acumulação de capital humano no processo de concentração de renda.

As estimativas sugerem que o efeito da participação da renda do trabalho no coeficiente de Gini é negativo e estatisticamente significativo a partir de $\tau = 0.25$, embora o coeficiente relacionado a esta variável ao quadrado, $\hat{\beta}_3$, seja estatisticamente significativo somente para a mediana e para o segundo quantil. Os coeficientes relacionados às transferências governamentais, por sua vez, são estatisticamente significantes, independente do quantil em questão, e possuem termo quadrático negativo e estatisticamente significativo a partir de $\tau = 0.25$.

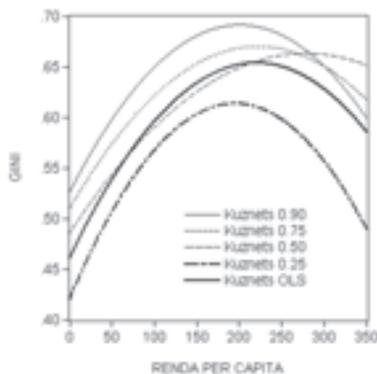
Tais estimativas revelam que em municípios onde a renda já é pouco concentrada, $\tau = 0.10$, as transferências têm um papel extremamente ineficiente e, devido aos coeficientes estatisticamente insignificantes, pode-se afirmar que a validade da hipótese de Kuznets é refutada para municípios nesta condição. Este resultado já era esperado, pois a transferência de renda só contribui para a redução das desigualdades caso ela exista. Em municípios com renda relativamente pouco concentrada, $\tau = (0.25 ; 0.50)$, as transferências podem ampliar a desigualdade, entretanto, conforme o desenvolvimento for acontecendo, este fenômeno tende a se reverter. Para este mesmo estrato, os resultados sugerem que a participação da renda do trabalho possui caráter extremamente positivo. Para municípios com concentração de renda relativamente alta $\tau = (0.25 ; 0.50)$ as estatísticas mostram que o índice de Gini permanece côncavo nas transferências e que a participação da renda do trabalho gera influencia positiva para a redução da desigualdade.

Nota-se que a hipótese de Kuznets também é validada para todos os quantis com exceção do primeiro; isto decorre do fato de se ter $\hat{\beta}_1 < 0$, $\hat{\beta}_3 < 0$ e $\hat{\beta}_2 > 0$, $\forall \tau \geq 0.25$. As curvas estimadas são apresentadas no gráfico 2, a seguir, onde o tracejado mais forte refere-se às

¹⁰ Este resultado está de acordo com a evidência internacional apontada por Huang et al (2007).

cujos os coeficientes são, em sua totalidade, estatisticamente significantes.

Gráfico 7 - Curva de Kuznets para diferentes quantis



Fonte: Elaboração dos autores.

Se tratando das curvas condicionadas à média, à mediana e ao primeiro quartil, observa-se que os “turning points” requerem níveis de renda cada vez mais elevados, dada a densidade da desigualdade, para que o efeito do crescimento passe a contribuir de maneira positiva para a redução das desigualdades. Municípios com desigualdade inferior a mediana ($\tau = 0.25$) parecem necessitar de pouco menos do que uma renda *per capita* de R\$ 200,00 para que a desigualdade passe a declinar. Já a renda necessária para reversão da desigualdade em municípios com desigualdade mediana ($\tau = 0.50$) parece ser próxima de R\$ 300,00. Levando-se em conta a média, as estimativas de MQO sugerem que este valor deve estar entre R\$ 200 e R\$ 250,00.

4. CONCLUSÕES

Conforme se relatou, os anos 90 foram marcados por uma mudança significativa na composição da renda dos municípios cearenses. A proporção das transferências governamentais na renda se ampliou e a proporção da renda do trabalho declinou consideravelmente. Era de se esperar que esta mudança reduzisse as desigualdades, entretanto, o índice de Gini apresentou um pior desempenho para quase todos os municípios do Ceará, revelando que o processo de concentração de renda se agravou para o estado como um todo.

Este fato nos motivou a estender a análise empírica da curva de Kuznets através do que chamamos aqui de decomposição vetorial da renda. Através desta análise foi possível investigar quais os efeitos da renda do trabalho e das transferências governamentais no processo de crescimento econômico *vis à vis* concentração de renda.

Nossos resultados sugerem que a hipótese de Kuznets é válida para o Ceará, a não ser para municípios onde a renda já é pouco concentrada. Os resultados sugerem também que a redução das desigualdades deve se mais eficiente se o crescimento econômico ocorrer através da geração de emprego e renda do que se o mesmo for ocasionado pelo aumento das transferências governamentais. Deste modo, a análise trás evidências, não só de que o crescimento econômico de longo prazo dos municípios tende a reduzir as desigualdades, mas também de que as políticas públicas a serem implementadas com este propósito devem ser focadas no aumento da participação da renda do trabalho.

A utilização da regressão quantílica agrega robustez aos resultados e permite a visualização de propostas de políticas públicas focadas em municípios pertencentes a diferentes quantis da densidade de distribuição do índice de Gini. Esta técnica também sugere que os efeitos da renda do trabalho e das transferências na relação crescimento – iniquidade se dá de forma diferenciada, dependendo da desigualdade de renda existente em cada município.

Esta é uma proposta de investigação empírica inicial e vários esforços podem ser feitos no sentido de se aprimorar a análise. Trabalhos futuros podem averiguar se os resultados são robustos a outras formas funcionais, a especificações envolvendo efeitos fixos e a outros índices de desigualdade, por exemplo.

BIBLIOGRAFIA

Ahluwalia, Montek S. (1976) “Income Distribution and Development: Some Stylized Facts” *The American Economic Review*, Vol. 66, No. 2, Papers and Proceedings of the Eighty-eighth Annual Meeting of the American Economic Association (May, 1976), pp. 128-135.

Arnand, S. e Kambur, S. M. R. (1993) “Inequality and development: a critique.” *Journal of Development Economics*. V. 41, p.19-43, 1993

- Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil*. 2003. Fundação João Pinheiro (FJP-MG).
- Bagolin, I. P; Gabe, J. & Pontual, R. E. (2003) “*Crescimento e Desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991)*”. Mimeo. Porto Alegre: UFRGS, 2003.
- Barro, R. J. (1999) “*Inequality and Growth in a Panel of Countries*”. Harvard University. 1999.
- Berni, D. A.; Marquetti, A. & Kloeckmer, R. “*A Desigualdade Econômica do Rio Grande do Sul. Primeiras Investigações sobre a Curva de Kuznets*”. Anais do 1º Encontro de Economia Gaúcha. Porto Alegre: 2002.
- Fields, G. S. e Jakubson, G. H. (1994). “*New evidence on the Kuznets curve*”. (Mimeo). Cornell University.
- (River) Huang, Ho-Chuan & Lin, Shu-Chin & Suen, Yu-Bo & Yeh, Chih-Chuan. (2007). “[A quantile inference of the Kuznets hypothesis,](#)” *Economic Modelling*, Elsevier, vol. 24(4), pages 559-570, July.
- Jacinto, P. A; Tejada, C. A. O. (2004) “*Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer?*” In: Encontro Nacional de Economia da ANPEC. 32., 2004, João Pessoa, PB. Anais. Belo Horizonte: ANPEC, 2004. (Disponível em CD-ROM).
- Koenker, Roger. *Quantile Regression*, Cambridge University Press (May 9, 2005).
- Mushinski, David W. (2001). “[Using Non-parametrics to Inform Parametric Tests of Kuznets’ Hypothesis,](#)” *Applied Economics Letters*, Taylor and Francis Journals, vol. 8(2), pages 77-79, February.
- Salvato, M. A.; Alvarenga, P. S.; França, C. S.; Araújo Jr, A. F. (2006). “*Crescimento e Desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais – 1991/2000*”. Ibmec MG Working Paper. WP33, 2006.
- K.K.Tang & Lim, A. S. K, . “*Education Inequality, Human Capital Inequality and the Kuznets Curve,*” MRG Discussion Paper Series 0506, School of Economics, University of Queensland, Australia.

UMA ANÁLISE DA POBREZA NO CEARÁ COM BASE EM DIFERENTES LINHAS DE MENSURAÇÃO*

André Oliveira Ferreira Loureiro*

Daniel Cirilo Suliano**

Jimmy Lima de Oliveira***

RESUMO

O presente trabalho apresenta uma breve discussão das principais linhas de pobreza utilizadas no cálculo das taxas de pobreza e extrema pobreza, buscando, entre outras coisas, uma melhor compreensão das diferentes metodologias de mensuração da pobreza, além de investigar as implicações da utilização de cada uma delas no Ceará e no Brasil. São definidos os conceitos de pobreza e indigência com base na literatura da área, destacando as principais abordagens utilizadas na determinação das linhas de pobreza. A literatura da área é unânime em afirmar que as linhas de pobreza baseadas em cestas de consumo são as mais adequadas para caracterizar a pobreza nas regiões brasileiras. Além disto, são analisadas as taxas de pobreza e indigência para o Estado do Ceará nos últimos anos, quando se utiliza as diferentes linhas de pobreza. Verifica-se que os aumentos reais sistemáticos no salário mínimo no Brasil nos últimos anos implicam em linhas de pobreza e indigência crescentes ao longo do tempo, gerando consequências importantes nas taxas de pobreza quando se utiliza o critério de frações do salário mínimo. Observa-se ainda que as taxas de pobreza e indigência calculadas com base na metodologia de frações do salário mínimo são sistematicamente maiores dos que as taxas obtidas pelo método fundamentado em cestas de consumo.

Palavras Chave: Linhas de Pobreza, Metodologias, Ceará.

* Os autores agradecem a Alexandre Lira pelas tabulações dos dados.

** Analista – IPECE/SEPLAG. Doutorando em Economia – University of Edinburgh.

*** Analista – IPECE. Mestre em Economia (CAEN/UFC).

**** Analista – IPECE. Doutorando em Economia (CAEN/UFC).

ABSTRACT

This paper presents a brief discussion of the main poverty lines used in the estimation of poverty and extreme poverty, seeking, among other things, a better understanding of different methodologies for measuring poverty in Ceará and Brazil. It is defined the concepts of poverty and extreme poverty based on the literature of the area, highlighting the main approaches used in determining the poverty lines. The literature of the area is unanimous in saying that the poverty lines based on consumption baskets are the most appropriate to characterize poverty in Brazilian regions. In addition, we analyzed the rates of poverty for the state of Ceará in recent years, when using different poverty lines. It seems that the systematic real increases in the minimum wage in Brazil in recent years imply poverty lines increasing over time, creating a significant impact on poverty rates when using the criterion of fractions of the minimum wage. It was also observed that the rates of poverty and extreme poverty calculated on methodology of fractions of the minimum wage are systematically higher than the rates obtained by the method based on baskets of consumption.

Keywords: Poverty Lines, Methodologies, Ceará.

1. INTRODUÇÃO

A pobreza no Brasil, principalmente na região Nordeste, sempre foi uma questão fundamental dentro das discussões sobre políticas sociais, que tem se destacado ainda mais em um contexto de políticas de transferências condicionais de renda. O conceito de Pobreza se baseia na proporção de pessoas abaixo de um determinado nível de renda, que a literatura da área denomina de *linha de pobreza*. Apesar da importância da mensuração da proporção de pobres, no que tange ao delineamento de políticas públicas para combatê-la, não existe um consenso quanto à definição da linha de pobreza para o Brasil.

De fato, as metodologias de definição das linhas de pobreza e extrema pobreza variam entre as instituições que as calculam, não existindo, assim, uma linha de pobreza oficial para o Brasil.¹

..... Da experiência internacional, algo que se tornou consensual foi o

¹ Em países como EUA e Reino Unido, por exemplo, existe uma legislação específica estabelecendo as linhas de pobreza oficiais de cada país.

conceito de pobreza em seu caráter absoluto em consequência de nosso grau de desenvolvimento. No caso, o objetivo é procurar definir uma cesta que atenda as necessidades de alimentação, vestuário, habitação, etc. Diferentemente, em países mais desenvolvidos, onde o conceito de pobreza se afasta das condições de atendimento mínimo necessário para sobrevivência, a conceituação de pobre e não pobre toma o caráter relativo com base nas distribuições de rendimento.

As definições de pobreza em geral utilizadas em estudos nacionais e internacionais se baseiam na capacidade de adquirir produtos e serviços e desses cálculos se deriva a linha de pobreza. O Banco Mundial tornou popular a noção de linha de pobreza para quem ganham menos de U\$1,00/dia. No Brasil, é comum a utilização da linha da pobreza de ½ salário mínimo por mês de renda *per capita* como medida de pobreza, ou, ainda, tendo como base uma cesta mínima de consumo.

O conceito de pobreza, porém, é bem mais amplo, pois não se limita à renda e sim à privação de capacidades básicas, como ressalta Sen (1999). Apesar disso, a utilização da renda continua sendo fundamental na mensuração da pobreza já que a insuficiência desta leva a uma limitação na obtenção dessas capacidades.²

Todavia, em países onde o grau de desenvolvimento é semelhante ao do Brasil, onde as sociedades de consumo já estão bem caracterizadas, tomar a renda como *proxy* de medida de bem-estar das pessoas é um critério já aceito, pelo menos no que tange ao consumo dentro de uma estrutura privada.

Neste sentido, alguns pontos em comuns foram considerados para a mensurabilidade da pobreza no Brasil. Em primeiro lugar, é fato que a renda representa o delimitador básico para o estabelecimento de um limiar entre pobres e não pobres (ou, ainda, entre indigentes e não indigentes, caso o critério seja a linha de indigência). Em segundo lugar, é preciso estabelecer um parâmetro básico que defina a linha de pobreza (linha de indigência), no qual resultaria em dois subprodutos: um valor de corte que estabeleça as linhas de pobreza ou indigência, como, por exemplo, uma fração do salário mínimo, consumo mínimo observado para sobrevivên-

.....
² Como afirmam Costa (2002) e Carvalho (2009).

cia, um dólar por dia, etc. e, ainda, uma variável de renda que caracterize a renda da família, na medida em que o conceito de pobreza não é caracterizado a renda pessoal, e sim ao conceito domiciliar.

Diante disso, o presente trabalho busca esclarecer aspectos dos principais critérios de construção de linhas de pobreza utilizados no Brasil tendo como referência o Ceará, Estado este bastante representativo de uma região brasileira historicamente pobre. Dando prosseguimento, a seção seguinte tem como objetivo definir de uma maneira mais estrita o conceito de pobreza e linhas de pobreza. Na seqüência, é feita uma definição das principais linhas de pobreza utilizadas no Brasil. Por fim, são apresentadas as evoluções das taxas de pobreza no Ceará, Região Nordeste e Brasil, segundo os diferentes conceitos.

2. DEFINIÇÕES DE POBREZA, INDIGÊNCIA, LINHA DE POBREZA E DE INDIGÊNCIA

No sentido de estabelecer o conceito de pobreza, Sen (1976) observou que a sua construção requer a solução de dois problemas: i) Identificar o conjunto de pessoas pobres; e ii) Agregar características do pobre em um indicador (ou índice) de pobreza. O primeiro envolve a especificação de uma linha de pobreza e o segundo, um índice de pobreza.³

Assim, no sentido de definir concisamente o conceito de pobreza, indigência e as respectivas linhas, a figura 1 a seguir apresenta uma distribuição de renda hipotética, onde são fixadas as linhas de pobreza e de indigência. Em geral, a distribuição das rendas de uma população possui um formato assimétrico, visto que a maior parte das pessoas possui rendimentos abaixo da média.⁴

.....
³ Após Sen (1976), diversos outros autores contribuíram de forma seminal na literatura de pobreza, tais como Bourguignon (1979), Kakwani (1980) e Foster, Greer e Thorbecke (1984).

⁴ No Brasil, a distribuição de renda é extremamente assimétrica, dada a grande desigualdade de rendimentos, como apontam Barros, Henriques e Mendonça (2000) e Hoffmann (1998b).

Gráfico 1 - Representação Gráfica das Linhas de Pobreza e de Indigência



Fonte: Elaboração dos autores.

Neste sentido, uma pessoa é considerada indigente se sua renda se encontra abaixo da linha de indigência (A). Se, no entanto, este indivíduo se situa abaixo da linha de pobreza, ele é considerado pobre (A+B).

Desta forma, temos que:

Indigentes: A

Pobres: A + B

Taxa de Indigência: $\frac{A}{A+B+C}$

Taxa de Pobreza: $\frac{A+B}{A+B+C}$

No Brasil, o conceito de pobreza é, em geral, fundamentado nas condições de vida inadequadas decorrentes de baixos rendimentos.⁵ A partir desta dimensão é possível definir a linha de indigência e a linha de pobreza.

Neste contexto, surgem questões fundamentais relacionadas à adequação da adoção de linhas de pobreza no contexto do Brasil. Rocha (2001) argumenta em favor desta adequação com base em dois fatores. Primeiramente porque a economia brasileira é amplamente monetizada de forma que a renda torna-se uma *proxy* adequada no grau de mensuração

⁵ Apesar de comumente usada a medida unidimensional no Brasil, existe uma crescente aplicação do caráter multiface da pobreza que, por sua vez, requer medidas multidimensionais (Variáveis econômicas, demográficas, sociais, etc.).

do bem-estar das famílias, pelo menos do ponto de vista do consumo no âmbito privado. Além disto, a renda torna-se adequada em decorrência de alguns fatores institucionais presentes em nossa economia. De fato, desde a década de 1970, existem informações disponíveis no que tange ao consumo, rendimentos e características socioeconômicas das famílias brasileiras. Em uma situação deste tipo, é possível o estabelecimento de linhas de pobreza com base no consumo observado tendo como subproduto a população pobre com algumas de suas principais características [Rocha (2001)].

A linha de indigência considera as pessoas que conseguem adquirir, com sua renda monetária, uma cesta de alimentos que contenha quantidade de calorias mínimas a sua sobrevivência. Essa linha estabelece um valor absoluto, ou seja, as pessoas abaixo dela são consideradas indigentes ou extremamente pobres. A linha de pobreza corresponde ao valor da linha de indigência acrescido de valor monetário correspondente a outras despesas básicas, tais como vestuário, transporte e habitação. As pessoas com renda abaixo dessa linha são consideradas pobres.⁶

Vale destacar, ainda, que da maneira como são construídos estes conceitos, as pessoas consideradas indigentes são um subconjunto das pessoas em situação de pobreza, isto é, um indivíduo considerado indigente também é pobre.

Conforme visto anteriormente, o conceito de pobreza baseado exclusivamente na renda monetária auferida pelas pessoas implica em distinguir a pobreza absoluta da pobreza relativa. Uma medida de pobreza absoluta, ao atribuir um valor monetário limiar entre pobres e não-pobres, pode ser definida de uma única forma em qualquer lugar do mundo, por ser determinada com base em valores monetários. Essa medida se ajusta aos países pobres e em desenvolvimento, porque nestes locais a questão da sobrevivência é de grande relevância. Já a pobreza relativa difere de lugar para lugar e está ligada à exclusão social dos indivíduos em relação à sociedade em que vivem.⁷

.....
⁶ Para uma discussão abrangente sobre as diferentes medidas de pobreza e desigualdade, ver Lettieri e Paes (2006), Hoffmann (1998b) e Ravallion (1994).

⁷ O presente trabalho foca no conceito de pobreza absoluta. Para uma discussão sobre o conceito de pobreza relativa, onde pode se definir outras linhas de pobreza, como 50% da renda mediana, ver Foster (1998).

3. AS PRINCIPAIS LINHAS DE POBREZA UTILIZADAS NO BRASIL

A principal fonte de informações para calcular as taxas de pobreza e de indigência no Brasil é a PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do IBGE.⁸ Outra importante base de dados que vem recentemente explorada para determinar o número de pobres no Brasil é o Cadastro Único - CadÚnico do MDS.⁹ Deve-se destacar ainda que a PNAD não possibilita análises em nível municipal, tornando o CADÚNICO a única fonte de informações intercensitária da população vulnerável dos municípios do Brasil.¹⁰

3.1 Linhas de Pobrezas baseadas em frações do Salário Mínimo¹¹

Um dos principais critérios e também controversos utilizados na definição da linha de pobreza no Brasil estabelece que um indivíduo é considerado pobre se este possui renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a meio salário mínimo. Esta definição de pobreza é amplamente utilizada como critério de elegibilidade para programas governamentais voltados para a população vulnerável.

Já a linha de indigência é definida em 1/4 de um salário mínimo por mês. Esta metodologia de mensuração da vulnerabilidade foi corroborada pelo fato de 1/4 de salário mínimo corresponder nas décadas passadas às demais linhas de pobreza e de ser facilmente calculado e apresentado.

Uma das principais críticas correspondente a este critério são as diferenças regionais e urbano/rural do custo vida para os pobres, no qual não estão conjugados aos ajustes da linha correspondente. Além disto, os aumentos reais sistemáticos do salário mínimo no Brasil nos últimos anos, mesmo com a correção monetária da linha, leva a uma situação de elevação real nas linhas de pobreza e de indigência. Não obstante tais diversidades, a maioria dos estudos sobre incidência de pobreza no Brasil usava como

⁸ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, principal fonte de estatísticas sociais anuais do Brasil.

⁹ Ministério do Desenvolvimento Social.

¹⁰ Para uma análise da pobreza com a base do CadÚnico, ver Loureiro (2007).

¹¹ Sobre o uso de linhas de pobreza como múltiplos do salário mínimo, ver Rocha (1996).

critério algum múltiplo do salário mínimo como parâmetro para a definição de linha de pobreza [ver Rocha (2001)].

Neste sentido, Hoffman (1998b) afirma que um erro comum no Brasil consiste em comparar as medidas de pobreza calculadas em diferentes períodos usando o salário mínimo corrente como linha de pobreza em cada período. Pode acontecer que os resultados reflitam essencialmente alterações no valor real do salário mínimo, e não mudanças no grau de pobreza absoluta da população.

3.2 Linhas de Pobrezas Baseadas em Cestas de Consumo

Embora tenha sido relativamente comum a utilização de frações do salário mínimo como linha de pobreza no Brasil, existe consenso de que, havendo disponibilidade de informações sobre a estrutura de consumo das famílias, esta é a fonte mais adequada.¹² Isso ocorre em decorrência de sua base de sustentação teórica (valores nutricionais), serem resultantes de uma cesta alimentar de consumo mínima.

Existe uma grande vantagem deste tipo de recurso para fins de caracterização da pobreza. Um argumento válido é que a despesa alimentar pode vir a refletir o conceito de renda permanente em detrimento ao da renda em si, resultando em uma *proxy* mais adequada para fins de bem-estar. Além disto, as despesas em termos alimentícios refletem melhor as condições de vida dos estratos mais baixos de renda, o que confere a este tipo de mensuração uma maior realidade as linhas de pobreza delas derivadas.

Nesta abordagem, que tem embasado quase todas as linhas de extrema pobreza calculadas nos últimos anos na América Latina, considera-se as necessidades calóricas mínimas ou necessidades calóricas insatisfeitas. A partir disso, deriva-se, então, uma linha de indigência tendo como parâmetro uma cesta mínima de alimentos. Este critério se fundamenta no fato de que a única necessidade humana biológica e universal é a necessidade de se alimentar.

Esta metodologia baseada em consumo mínimo de calorias consiste em pelo menos quatro etapas. O primeiro estabelece o número de calorias mínimas que um indivíduo necessita para ter uma vida produtiva, algo

¹² Exemplos de autores que possuem esta posição são Rocha (2000) e Hoffmann (1998b).

entorno de 2000 a 2500 calorias por dia. Em seguida, é estimado o custo para adquirir essas calorias. A próxima etapa consiste em estabelecer uma cesta mínima de consumo por região. Por fim, compara-se o valor monetário dessa cesta de alimentos com a renda familiar *per capita* e, a partir disso, classifica como indigentes (ou ainda miseráveis ou extremamente pobres) aquelas pessoas cuja renda é insuficiente para comprar a quantidade estipulada de calorias aos preços vigentes.¹³

Como as pessoas não gastam todos seus recursos em comida, deriva-se uma segunda linha, a linha de pobreza, multiplicando-se a linha de indigência ou de extrema pobreza pelo inverso da fração da renda que os domicílios perto da linha de pobreza gastam com alimentação. Esta fração – chamada de coeficiente de Engel – costuma situar-se próxima de 0,5, o que significa que a linha de pobreza resultante costuma ficar o dobro da linha de extrema pobreza.

Consumo Não-Alimentar

Contrariamente ao que ocorre em relação ao consumo alimentar, para o qual se dispõe de parâmetros aos níveis de consumo mínimo, não existem normas para definir o consumo adequado de itens de vestuário, habitação, transporte, saúde, educação, etc., nem tampouco um procedimento direto para estimação da despesa mínima com esses itens.¹⁴

A literatura sobre pobreza consagrou a adoção do coeficiente de Engel, isto é, a relação entre despesas alimentares e despesa total, como um elemento central na determinação da linha de pobreza, apesar da sua fragilidade conceitual e empírica para esse fim. O procedimento, o mais habitual na prática internacional, consiste em se tomar para fins de determinação da linha de pobreza o valor da despesa não-alimentar observado no intervalo da distribuição mais baixo no qual a despesa alimentar atende as necessidades nutricionais. Evidências empíricas da POF 1995/96 demonstram que o percentual se encontra, de fato, próximo de 0,5 entre as famílias mais pobres.

No Brasil, a comissão mista IBGE, IPEA e Cepal elaborou a meto-

¹³ Para maiores detalhes do procedimento usual para este cálculo, ver Rocha (1997, 2000) e Skoufias e Katayama (2008).

¹⁴ Embora as demais despesas representem, em países do nível de desenvolvimento do Brasil, mais da metade das necessidades básicas, são habitualmente tratadas de forma agregada e simplificada.

dologia de adotar para o estabelecimento de linhas de pobreza uma cesta mínima de consumo a partir da POF - Pesquisa de Orçamentos Familiares do IBGE de 1995/96.

3.3 Linhas de Pobrezas do Banco Mundial (Paridade do Poder de Compra)

Outra linha de pobreza bastante mencionada no Brasil para dimensionar a pobreza é a estabelecida pelo Banco Mundial, que considerava uma pessoa na condição de pobreza absoluta se tivesse um rendimento inferior a US\$1,00 por dia. Atualmente, o valor de referência para a miséria é de US\$1,25 ao dia, enquanto o de pobreza é de US\$2,00.¹⁵ As linhas de pobreza do Banco Mundial baseiam-se plenamente na renda e são as mesmas para todo o mundo baseadas pelo fator de paridade do poder de compra (PPC).

O problema aqui acontece com o cálculo da PPC. Diversos testes econométricos vêm mostrando que a hipótese de converter a unidade monetária de outros países para o dólar dos Estados Unidos, pelo menos do ponto de vista estatístico, não é válida.

3.4 Aspectos Técnicos Comuns na Determinação das diferentes Linhas de Pobreza

Em todas as metodologias de determinação das linhas de pobreza e de indigência, é comum a utilização de fatores de correção de custo de vida regional, buscando levar em consideração as diferenças nos custos de vida entre os Estados e entre as zonas rural e urbana. Desta forma, o valor da linha de pobreza é mais baixo, por exemplo, no Ceará do que em São Paulo. Ao mesmo tempo, o valor monetário que define se um indivíduo é pobre na zona urbana do Ceará, por exemplo, é mais elevado do que o valor considerado para a zona rural cearense.¹⁶

Hoffmann (1998a) afirma que a determinação da linha de pobreza

.....
¹⁵ Esses valores se baseiam na renda domiciliar per capita e passam por revisões periódicas com base na paridade do poder de comprar desde 1993.

¹⁶ Para uma discussão sobre a definição de custos de vida regionais, ver Skoufias e Katayma (2008) e Ferreira, Lanjouw e Neri (2003).

com base, essencialmente, no custo dos alimentos leva a subestimar a pobreza rural em comparação com a urbana. Embora na área rural os alimentos sejam mais baratos, o acesso a vários serviços (particularmente educação e saúde) é mais difícil do que nas áreas urbanas. Assim, a pobreza na zona rural deve ser considerada de uma forma diferente da zona urbana.

Outro aspecto importante que deve ser levado em consideração na determinação das taxas de pobreza ao longo dos anos diz respeito à atualização dos valores monetários das linhas de pobreza. O procedimento comum consiste em deflacionar as linhas de pobreza para um determinado ano base, no sentido de possibilitar a comparação entre as taxas de pobreza nos diferentes anos.

4. UMA ANÁLISE DAS DIFERENTES TAXAS DE POBREZA E INDIGÊNCIA

No sentido de comparar as principais metodologias de taxa de pobreza e indigência adotadas, são apresentadas a seguir as proporções de pobres e indigentes no Brasil, Nordeste e Ceará registradas nos últimos anos.

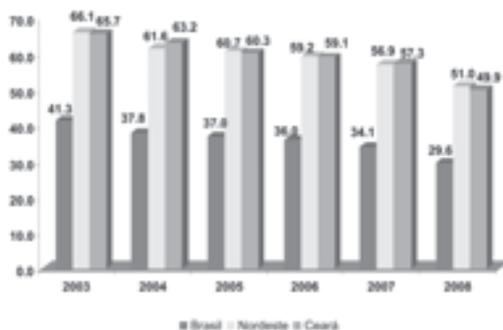
4.1 Pobreza no Ceará baseada em frações do Salário Mínimo

Utilizou-se o conceito de pobreza baseado em frações do salário mínimo da época, de forma que uma pessoa é pobre se sua renda domiciliar *per capita* – RDPC for inferior a $\frac{1}{2}$ salário mínimo e indigente se sua RDPC é inferior a $\frac{1}{4}$ de um salário mínimo.

Dos 8,4 milhões de habitantes do Estado do Ceará em 2008, cerca de 4,2 milhões de pessoas se encontravam na condição de pobreza, isto é, aproximadamente 49,9% da população cearense possuía renda familiar *per capita* inferior a meio salário mínimo. Este percentual está bastante próximo da situação encontrada no restante da região Nordeste, porém distante da situação brasileira, como evidencia o gráfico 4.1 a seguir.

Observa-se uma tendência de redução da pobreza em todas as áreas consideradas, sendo que as maiores quedas proporcionais são registradas entre 2006 e 2008.

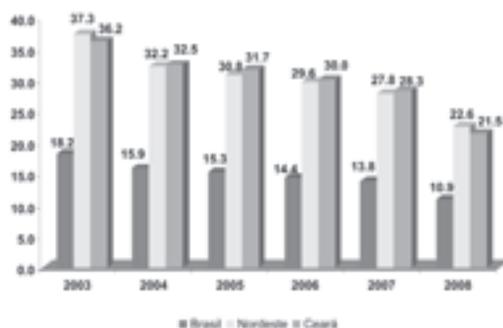
Gráfico 4.1 - Proporção da População abaixo da Linha de Pobreza (%) – 1/2 Salário Mínimo



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

Por sua vez, o gráfico 4.2 apresenta as taxas de indigência para o Brasil, Nordeste e Ceará entre 2003 e 2008. No estado do Ceará, a taxa de indigência se situava em 21,5% da população, o que representava aproximadamente 1,8 milhões dos cearenses em situação de extrema pobreza. Assim como no caso da taxa de pobreza, ocorre uma redução significativa da taxa de indigência ao longo dos anos, que se mostram mais fortes nos últimos três anos.

Gráfico 4.2 - Proporção da População abaixo da Linha de Indigência (%) – 1/4 Salário Mínimo

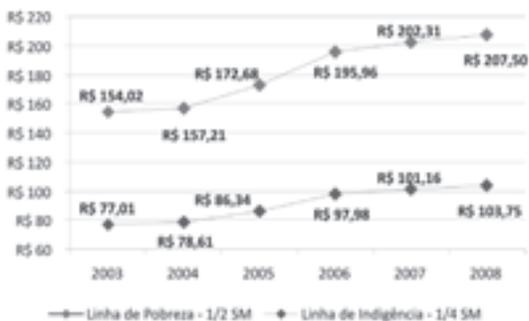


Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE.

No sentido de observar mais profundamente o comportamento da pobreza e da indigência quando se considera o método de frações do salário

mínimo, o gráfico 4.3 a seguir apresenta a evolução das linhas de pobreza e indigência e pobreza nos últimos anos. Observa-se que há uma elevação sistemática destes valores, mesmo quando estes são deflacionados.

Gráfico 4.3 - Linhas de Pobreza e Indigência reais baseadas em frações do Salário Mínimo (R\$ de 2008 – INPC)



Fonte: Elaboração dos autores.

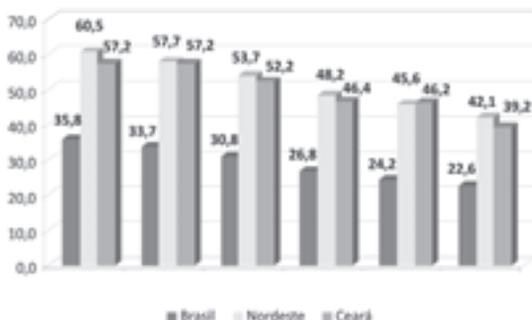
Em função desta tendência temporal crescente nas linhas de pobreza quando se utiliza frações do salário mínimo quando se compara as taxas de pobreza e indigência ao longo dos anos, a implicação óbvia disto é de superestimação das taxas de pobreza. No entanto, pode-se argumentar que esta elevação da linha da pobreza acima do percentual observado para inflação seria justificada ao se incorporar novas demandas e necessidades que surgem ao longo dos anos em função do desenvolvimento da sociedade.

4.2 Pobreza no Ceará Baseada em uma Cesta de Consumo

O Gráfico 4.4, a seguir, apresenta a proporção da população cearense abaixo da linha de pobreza calculada a partir da definição de uma cesta básica regional desenvolvida pela comissão IBGE-IPEA-CEPAL.

A taxa de pobreza para o Estado do Ceará é de cerca de 32,7% em 2008, sendo portanto relativamente inferior à registrada a partir da metodologia baseada em frações do salário mínimo (49,9%). Como mencionado anteriormente, isto se deve a uma série de fatores, dos quais se destaca o reajuste real sistemático do salário mínimo, elevando artificialmente a linha de pobreza. Da mesma forma, a taxa de indigência é de apenas 14,6% e, portanto, inferior aos 21,5% registrados quando se considera ¼ de um salário mínimo.

Gráfico 4.4 - Proporção da População abaixo da Linha de Pobreza (%) – Cesta de Consumo

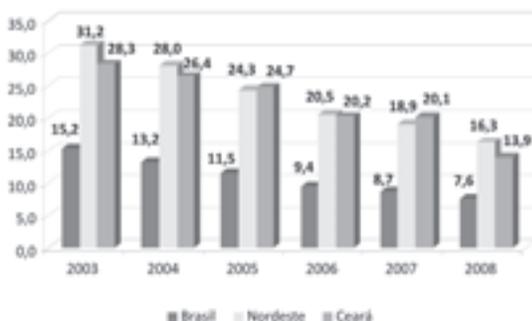


Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do IPEA.

Segundo o valor deste indicador, o Estado do Ceará obteve uma significativa redução de 31% na proporção de pobres entre os anos de 2003 e 2008. Esta redução segue a tendência que se observa no restante do país, com exceção do último ano, quando ocorre uma forte queda na proporção de pobres no Ceará, reduzindo-se em aproximadamente 15% entre 2007 e 2008.

Quando se observa a proporção de pessoas abaixo da linha de indigência (extrema pobreza) no Ceará, apresentada no Gráfico 4.5 a seguir, pode-se notar que esta redução foi ainda mais acentuada, com uma queda de aproximadamente 50% entre os anos de 2003 e 2008, principalmente em função da redução de 31% entre 2007 e 2008. Já em nível regional e nacional, no mesmo período, a indigência recuou 37% e 31%, respectivamente.

Gráfico 4.5 - Proporção da População abaixo da Linha de Extrema Pobreza ou Indigência (%) – Cesta de Consumo

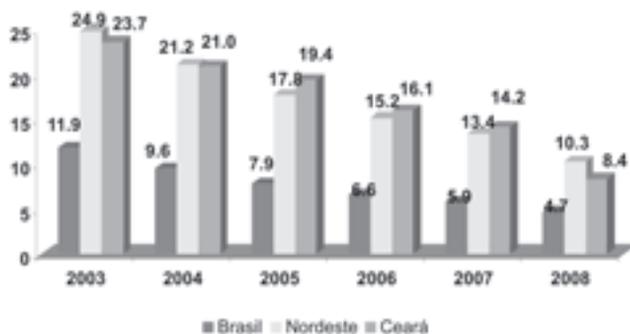


Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do IPEA.

De uma forma geral, observa-se que as taxas de pobreza e indigência calculadas com base na metodologia de frações do salário mínimo são sistematicamente maiores dos que as taxas obtidas pelo método fundamentado na cesta de consumo.

Por outro lado, quando se considera as taxas de pobreza e indigência pelo critério do Banco Mundial, o gráfico 4.6 a seguir observa-se também uma tendência decrescente, como as observadas pelos demais critérios. No entanto, não somente os níveis não mais reduzidos, como a tendência de queda é ainda mais acentuada. É bom lembrar que, neste critério, é feita estimativas somente para extrema pobreza.

Gráfico 4.6 - Proporção da População abaixo da Linha da Linha de Extrema Pobreza (%) - Dólar



Fonte: Elaboração dos autores a partir da PPC brasileira (Dólar R\$1,57).

5. CONCLUSÃO

O presente artigo buscou analisar as principais linhas de pobreza utilizadas no Brasil, destacando suas fundamentações teóricas e metodologias, além de investigar as implicações da utilização de cada uma delas.

Diante disso, é possível observar alguns pontos consensuais. O primeiro diz respeito a melhor *proxy* para medida em termos de bem-estar: no caso do Brasil, existe um senso comum que a renda cumpre bem esse papel. Em segundo lugar, a literatura da área é unânime em afirmar que as linhas de pobreza baseadas em cestas de consumo são as mais adequadas para caracterizar a pobreza nas regiões brasileiras. Além disto, dada as diferenças em termos de custo de vida e estrutura de consumo no país, o mais adequado seria a formação de diversas linhas de pobreza como base

em um critério local e por extratos das áreas rural e urbana.¹⁷

Observa-se ainda que as taxas de pobreza e indigência calculadas com base na metodologia de frações do salário mínimo são sistematicamente maiores dos que as taxas obtidas pelo método fundamentado na cesta de consumo, talvez em virtude dos aumentos reais e sistemáticos sofrido por este nestes últimos anos, não havendo uma real mensuração do conceito de subsistência básica. No caso da linha de pobreza com base no critério do Banco Mundial, os resultados merecem atenção em decorrência de críticas no que concerne ao cálculo do fator paridade de poder de compra, PPC, no qual alguns testes estatísticos vêm mostrando a sua não validade para os diferentes países.

BIBLIOGRÁFIA

- ATKINSON, A. B. On the Measurement of Poverty, **Econometrica**, 55, 749-764, 1987.
- BARROS, R. P., HENRIQUES, R., MENDONÇA, R., A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil, in: Henriques, R. (Org.), **Desigualdade e pobreza no Brasil**, IPEA, Rio de Janeiro, 2000, 21-47.
- BOURGUIGNON, F., Decomposable Income Inequality Measures, **Econometrica**, 47, 901- 920, 1979.
- BOURGUIGNON, F. e CHAKRAVARTY, S. R., The measurement of multi-dimensional poverty, **Journal of Economic Inequality**, 1, 25- 49, 2003.
- CARVALHO, E. B. Arranjos Produtivos Locais e a Redução da Pobreza no Ceará. **Texto para Discussão - IPECE nº 63**, 2009.
- COSTA, M., A Multidimensional Approach to the Measurement of Poverty. **IRISS Working papers series** No. 05, 2002.
- FERREIRA, F. L., LANJOUW, P. NERI, M. A Robust Poverty Profile for Brazil using Multiple Data Sources. **Revista Brasileira de Economia**, 57 (1), 59-92, 2003.
- FOSTER, J. Absolute versus Relative Poverty. **The American Economic Review**, 88, nº 2, 1998.
- FOSTER, J., J. GREER e E. THORBECKE. 1984. A Class of Decomposable Poverty Measures. **Econometrica**, 52 (3): p.761-766.
- HOFFMANN, R. Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 2,

¹⁷ Conforme ressalta Rocha (2001), seria um retrocesso o uso de uma linha de indigência ou de pobreza única para todo o país.

n. 2, p. 299-315, abr./jun. 1998a.

HOFFMANN, R. **Distribuição de Renda: Medidas de Desigualdade e Pobreza**. São Paulo: Edusp, 1998b.

KAKWANI, N. C. On a Class of Poverty Measures, **Econometrica**, 48, 437-446, 1980.

LETTIERI, M.; PAES, N. L. Medidas de pobreza e desigualdade: uma análise teórica dos principais índices. **Série Ensaios Sobre Pobreza - N° 2 do Laboratório de Estudos de Pobreza - LEP/UFC**. Fortaleza, 2006.

LOUREIRO, A. O. F. Uma Análise da Pobreza no Ceará a Partir dos Dados do Cadúnico, **Nota Técnica - IPECE nº 27**, 2007.

OBJETIVOS DE DESENVOLVIMENTO DO MILÊNIO. Relatório Nacional de Acompanhamento. Brasília: Ipea, 2010.

RAVALLION, M. BIDANI, B. How Robust is Poverty Profile? **World Bank Policy research Working Paper**, 1993.

RAVALLION, M. **Poverty Comparisons**. Harwood Academic Publishers, 1994.

RAVALLION, M. Poverty Lines in Theory and Practice, **Living Standards Measurement Study Working Paper** 133, World Bank, Washington DC, 1998.

ROCHA, S. Poverty Studies in Brazil – A Review. **Texto para Discussão nº 720 – IPEA**. Rio de Janeiro, 1996.

ROCHA, S. Do consumo observado à linha de pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 27, n. 2, 1997.

ROCHA, S. Opções Metodológicas para a Estimção de Linhas de Indigência e de Pobreza no Brasil. **Texto para Discussão nº 720 – IPEA**, Rio de Janeiro, 2000.

ROCHA, S. A. Medindo a Pobreza no Brasil: Evolução Metodológica e Requisitos de Informação Básica. In: MENEZES-FILHO, N.; LISBOA, M. (ORG). **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: EPGE-FGV, 2001.

ROCHA, S., **Pobreza no Brasil – Afinal, de que se trata?** Editora FGV, Rio de Janeiro, 2003.

SEN, A. Poverty: an ordinal approach to measurement. **Econometrica**, v. 44, n. 2, p. 219-231, 1976.

SEN, A. **Development as Freedom**. New York, Alfred A. Knopf, 1999.

SHORT, K., ICELAND, J. e DALAKER, J. **Defining and Redefining Poverty**. Washington D.C.: U.S. Census Bureau, 2002.

SKOUFIAS, E., KATAYAMA, R. Sources of Welfare Disparities across and within Regions of Brazil: Evidence from 2002-2003 Household Budget Survey, **World Bank Policy research Working Paper**, 4803, 2008.