



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

Economia do Ceará em Debate

3º Edição

Organizadores:

**Marcos Costa Holanda
Eveline Barbosa Silva Carvalho
Marcelo Ponte Barbosa**

Marcos Costa Holanda
Eveline Barbosa Silva Carvalho
Marcelo Ponte Barbosa
(Organizadores)

Economia do Ceará em Debate 2007

Fortaleza
IPECE
2008

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ

Cid Ferreira Gomes - Governador

SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO (SEPLAG)

Silvana Maria Parente Neiva Santos - Secretário

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGICA DO CEARÁ (IPECE)

Marcos Costa Holanda - Diretor Geral

FICHA TÉCNICA

PROJETO GRÁFICO E EDITORAÇÃO ELETRÔNICA

Fábio Luiz A. Dutra

REVISÃO

Ana Luíza Costa Martins de Sousa

NORMALIZAÇÃO

Helena Fátima Mota Dias

CAPA

Nertan Cruz de Almeida

IMPRESSÃO

Editora Gráfica Daliana LTDA

Instituto de Pesquisa e Estratégica Econômica do Ceará (IPECE)

Av. Gal. Afonso Albuquerque Lima, s/nº - Edifício SEPLAN - 2º andar

Centro Administrativo Governador Virgílio Távora - Cambéba

CEP 60830-120 - Fortaleza-CE - Tels. (85) 3101.3496 / 3101.3521

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

Copyright © 2008 IPECE.

H722E Holanda, Marcos Costa (org.)
Economia do Ceará em Debate 2007
Marcos Costa Holanda, Eveline Barbosa Silva
Carvalho, Marcelo Ponte Barbosa (organizadores).
Fortaleza: IPECE, 2008. 233p
ISBN: 978-85-98664-10-1
1. Economia 2. Ceará. I - Holanda, Marcos
Costa (Org), II - Título.
CDU 330 (813.1)
Impresso no Brasil / Printed in Brasil

Apresentação

Este livro faz parte da série “Economia do Ceará em Debate”, que publica artigos selecionados para apresentação no Encontro Economia do Ceará em Debate, promovido anualmente pelo Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE.

Os artigos aqui publicados foram apresentados na ocasião do III Encontro Economia do Ceará em Debate e tratam de questões relevantes focando dimensões econômicas e sociais do Estado do Ceará.

Como órgão responsável pela geração de estudos, pesquisas e informações socioeconômicas e geográficas que viabilizem a avaliação e elaboração de estratégias e políticas públicas para o desenvolvimento do Ceará, o IPECE tem a satisfação de oferecer à sociedade cearense mais essa contribuição ao debate e à democratização de informações que auxiliam na formatação de políticas para o desenvolvimento do Estado e o bem-estar de nossa sociedade.

A realização do evento que culminou nesta publicação somente foi possível graças à contribuição de pessoas e instituições que acreditam na importância do desenvolvimento e divulgação da pesquisa em economia, aos quais o IPECE rende seus agradecimentos:

Aos professores Eduardo Haddad, da Universidade de São Paulo, André Magalhães, da Universidade Federal de Pernambuco e Antônio Lisboa, da Universidade Federal do Ceará - UFC, pela importante contribuição na seleção dos artigos aqui apresentados.

Ao Banco Bradesco, pela contribuição para o reconhecimento do mérito dos pesquisadores a partir do patrocínio da premiação.

À Universidade de Fortaleza, na pessoa do Diretor do Centro de Ciências Administrativas, Prof. Alípio Leitão, pelo fundamental apoio logístico para o evento.

E ao Governo do Estado do Ceará, na pessoa da Secretária de Planejamento e Gestão, Silvana Parente, pelo apoio institucional dado ao evento.

Marcos Costa Holanda
Diretor Geral

Sumário

Introdução 7

**Convergência Espacial do PIB per capita
no Estado do Ceará 10**

Ricardo Candéa Sá Barreto
Eduardo Simões de Almeida
João Eustáquio de Lima

Ciclos Econômicos no ICMS 27

Roberto Tatiwa Ferreira

**Um Modelo de Escolha Discreta para Avaliação
de Desempenho em Concurso Público 44**

Ivan Castelar
Alexandre Weber Aragão
Roberto Tatiwa Ferreira
Ilton Soares

**Desigualdade de Renda no Ceará: uma Análise
a partir do Emprego Formal 62**

Warley Rogério Fulgêncio Soares

**Relacionamento de Preços e Integração do Mercado
Atacadista de Tomate no Nordeste Brasileiro 78**

Ruben Dario Mayorga
Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima
Rodrigo de Oliveira Mayorga
Francisco José Silva Tabosa

Uma Avaliação dos Resultados dos Programas de Combate ao Analfabetismo no Ceará 96

André Oliveira Ferreira Loureiro
Leandro Oliveira Costa

A Cultura da Mamona e sua Lógica Econômica e Social.... 114

Paulo Araújo Pontes
Bruno Moreira Wichmann
Rogério Barbosa Soares
Pedro Jorge Ramos Vianna
Marcos Costa Holanda

As Políticas Públicas e a Sustentabilidade dos Assentamentos Rurais: o Caso do Estado do Ceará..... 139

Juliana Viana Jales
Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima
Ahmad Saeed Khan
Francisco Casimiro Filho

Índice de Sustentabilidade Ambiental: Um Instrumento de Redistribuição de Incentivos Econômicos para a Conservação Ambiental nos Municípios do Ceará 158

Nájila Rejanne Alencar Julião Cabral
Marcela Saldanha Girão
Rodrigo Castro
Wilca Barbosa Hempel

Desigualdade de Renda: Uma Análise das Microrregiões . 175 do Estado do Ceará

Francisco José Silva Tabosa
Ruben Dario Mayorga
Jair do Amaral Filho
Irles Mayorga

Alocação Equitativa de Recursos Estadual e Federal para a Saúde nos Municípios do Ceará..... 195

Guilherme Irffi

Pobreza, Distribuição de Renda e Bolsa-Família no Estado do Ceará 215

Victor Hugo de Oliveira Silva
André Oliveira Ferreira Loureiro
Marcos Costa Holanda

Introdução

O Governo do Estado do Ceará, por meio do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará-IPECE, realizou no dia 22 de novembro de 2007, nas dependências da Universidade de Fortaleza, o III Encontro Economia do Ceará em Debate.

Referido evento contou com palestra do Professor Ricardo Paes de Barros, Ph.D. pela Universidade de Chicago e pesquisador do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada-IPEA sobre o tema “A Recente Queda na Desigualdade de Renda no Brasil e sua Conseqüência na Pobreza” e com a ativa participação, ao longo do dia, de estudantes, pesquisadores e profissionais dos setores público e privado e demais interessados em debater temas de interesse do Estado.

Os doze trabalhos publicados na presente edição deste livro foram selecionados entre muitos submetidos ao Encontro. A seleção foi realizada por uma Banca externa através do sistema blind review composta por professores e pesquisadores com larga experiência e atuação no campo da pesquisa em economia e, pela primeira vez, o Encontro premiou os três melhores artigos que foram os seguinte:

O primeiro colocado foi o artigo intitulado “Convergência Espacial do PIB per capita no Estado do Ceará”. Referido estudo identifica as mudanças ocorridas na distribuição espacial da atividade econômica no Ceará no período 1996-2003. O trabalho indica a formação de importantes *clusters* no interior cearense e conclui que houve convergência absoluta do PIB *per capita* com conseqüente diminuição das disparidades entre regiões do estado.

O segundo colocado foi “Ciclos Econômicos no ICMS” trabalho que in-

vestigou a existência de ciclos na arrecadação do ICMS cearense, identificando suas principais características. Os resultados indicaram que importantes informações sobre os valores futuros da taxa de crescimento do ICMS podem ser obtidas a partir de variáveis de demanda turística e atividade industrial.

O terceiro colocado foi o artigo “Relacionamento de Preços e Integração do Mercado Atacadista de Tomate no Nordeste Brasileiro” que mostrou a existência de padrões de relacionamento de preços entre os mercados de Fortaleza, Ibiapaba, Recife e Salvador. Os resultados indicaram as implicações de choques nos preços de determinado centro atacadista sobre os demais centros.

Outros artigos aqui publicados e igualmente relevantes versaram sobre diferentes temas.

Em “Desigualdade de Renda no Ceará: uma Análise a partir do Emprego Formal”, e partindo da utilização de índices de desigualdade tradicionais, os autores apontam para uma significativa redução da desigualdade de renda tanto no Ceará quanto no Nordeste e no Brasil.

Utilizando como amostra concurso realizado pelo BNB, em “Um modelo de Escolha discreta para Avaliação de Desempenho em Concurso Público”, os autores mensuram os fatores determinantes para aprovação em concurso público. O estudo conclui que candidatos oriundos de classes de renda mais elevadas apresentam chances de aprovação bastante superiores, o que estaria contribuindo para concentração de renda.

O trabalho “Uma Avaliação dos Resultados dos Programas de Combate ao Analfabetismo no Ceará” apresenta uma análise sobre os resultados dos programas de alfabetização de adultos no estado do Ceará nos últimos anos. As análises mostram que a grande maioria das pessoas que frequentaram cursos de alfabetização no estado do Ceará não saiu da condição de analfabetos, independentemente de gênero ou faixa etária, de modo não haver um efeito significativo da frequência de cursos de alfabetização de adultos na redução do analfabetismo no estado do Ceará.

Em “A Cultura da Mamona e sua Lógica Econômica e Social”, os autores constroem diversos cenários para a produção de mamona no Ceará, possibilitando a identificação de algumas limitações da política de combate à pobreza centradas na produção de biodiesel da mamona, como a baixa produtividade,

o baixo preço do caroço em natura e alto custo de produção do biodiesel a partir do óleo de mamona.

O artigo “As Políticas Públicas e a Sustentabilidade dos Assentamentos Rurais: O Caso do Estado do Ceará” avalia a importância das políticas públicas para a sustentabilidade dos assentamentos rurais no estado do Ceará a partir de indicadores sociais, econômicos e ambientais. Os resultados mostram que somente o acesso ao crédito atingiu uma parte considerável da população, enquanto que parcerias institucionais e assistência técnica se mostraram insuficientes para estimular o desenvolvimento dos assentamentos.

Em “Índice de Sustentabilidade Ambiental: Um Instrumento de Redistribuição de Incentivos Econômicos para a Conservação Ambiental nos Municípios do Ceará”, os autores propõem a adoção do Índice de Sustentabilidade Ambiental (ISA) como critério base para a repartição do ICMS entre municípios, de modo a recompensar o esforço ambiental de cada município.

O estudo “Desigualdade de Renda: Uma Análise das Microrregiões do Estado do Ceará” busca analisar as desigualdades de renda no Ceará no período 1997-2002. Os resultados mostram que apesar da redução geral da desigualdade no Estado, esta apresentou aumento em algumas microrregiões.

A partir da aplicação do fator de alocação equitativa, o trabalho “Alocação Equitativa de Recursos Estadual e Federal para a Saúde nos municípios do Ceará” aponta que a redução das desigualdades de saúde dentro do estado passa por dedicar maior parcela de recursos aos municípios que apresentam, de forma conjunta, alta necessidade de saúde e baixa capacidade de autofinanciamento dos seus gastos com esta função.

Finalmente, no artigo “Pobreza, Distribuição de Renda e Bolsa Família no Estado do Ceará” os autores revelam que, nos últimos anos, a maioria das faixas de renda obteve ganhos reais, com exceção das faixas menos favorecidas. As estatísticas descritivas e os modelos estimados indicam que o Programa Bolsa Família parece não ter focado as famílias mais pobres no Estado do Ceará.

Convergência Espacial do PIB *per capita* no Estado do Ceará

Ricardo Candéa Sá Barreto¹
Eduardo Simões de Almeida²
João Eustáquio de Lima³

Resumo

Políticas públicas regionais no Estado do Ceará têm sido implementadas com o objetivo de descentralizar a atividade econômica da Região Metropolitana de Fortaleza. O que se espera dessas políticas é uma redução da concentração do PIB *per capita* entre os municípios com convergência de renda e a formação de *clusters* de atividades no interior do Estado. Este trabalho tem como objetivo principal identificar as mudanças ocorridas na distribuição espacial da atividade econômica no Estado do Ceará no período de 1996 a 2003. Para tanto, utilizou-se técnicas de econometria espacial para verificar a evolução dos *clusters* e estimar a convergência absoluta do PIB *per capita* ao longo do período analisado. Os resultados indicaram a presença de efeitos espaciais relevantes e relacionamento entre os municípios e a formação de *clusters* importantes no interior do Estado. Além disso, conclui-se que houve

¹ Professor visitante da Universidade Federal de Juiz de Fora –UFJF.

² Professor adjunto da Universidade Federal de Juiz de Fora –UFJF.

³ Professor Titular da Universidade Federal de Viçosa.

convergência absoluta do PIB *per capita* com conseqüente diminuição das disparidades regionais no Estado no período analisado.

Palavras Chaves: Economia regional e urbana, convergência espacial, dados em painel.

Abstract

Regional public policies in the State of the Ceará have been implemented with the objective to decentralize the economic activity of the Region Metropolitan of Fortaleza. What is expected from these policies is a reduction of the concentration of the per capita GDP with income convergence and the formation of clusters of activities in the interior of the State. This work has as main objective to identify the occurred changes in the space distribution of the economic activity in the State of Ceará in the period of 1996 to 2003. It was used techniques of spatial econometrics to verify the evolution of clusters and to estimate the absolute convergence of the per capita GDP throughout the analyzed period. The results had indicated the presence of space effect and relationship between the important cities and formation of clusters in the interior of the State. Moreover, one concludes that it had absolute convergence of the per capita GDP with consequent reduction of the regional disparities in the State in the analyzed period.

Key-words: Regional and urban economy, Space convergence, Panel data.

1. Introdução

O presente trabalho parte da premissa que as disparidades econômicas existentes dentro de um país ou região revelam-se prejudiciais aos seus planos de desenvolvimento. Assim sendo, busca-se analisar se as diferenças de PIB *per capita* existentes no âmbito do Estado do Ceará têm diminuído.

No contexto do desenvolvimento regional, o Governo do Estado do Ceará, a partir de 1995, priorizou a política de industrialização para o interior do Estado, com o objetivo de reduzir o êxodo rural e gerar empregos nas comunidades interioranas. É uma tentativa de descentralizar a concentração industrial nas proximidades da Região Metropolitana de Fortaleza (RMF). Esta

concentração na década de 80 ocorreu com intensidade. Em 2002, a política industrial passou a ter como estratégia o incentivo à formação de *Clusters* de atividades econômicas.

Este conjunto de transformações abre espaço para questões acerca da distribuição de renda no interior do Estado, assim como da redução das desigualdades regionais ao longo do período. O crescimento relativo de centros urbanos estratégicos no interior vem proporcionando uma decrescente migração para a RMF e uma crescente migração da força de trabalho rural excedente para os novos centros regionais. Houve o que se pode chamar, conforme Bar-el *et. al* (2002), de “estadualização” do Interior, como um paralelo à “globalização” do Estado.

Assim, a política econômica do Ceará pós 1995 teve dois campos de atuação fortes; primeiro, com orientações aplicadas para a reestruturação da distribuição urbana e, em segundo, a promoção de atividades econômicas industriais no Interior. O outro é o de promover a atividade econômica no Interior, proporcionando emprego e renda em níveis mais elevados para a força de trabalho excedente do setor rural.

Desde o trabalho de Baumol (1986) muito se avançou no tema da convergência das rendas *per capita*. Enquanto vários dos ramos dessa linha de pesquisa dão sinais de exaustão, os métodos oferecidos pela econometria espacial mostram-se férteis e capazes de fornecer novo fôlego à questão. O presente estudo aplica o instrumental da econometria espacial para o estudo da convergência no Ceará no período 1996-2003.

Neste sentido, Anselin (1988) afirma que correlação espacial pode ser entendida como a falta de independência entre observações em uma *cross section* ou dados de painel. Em particular, efeitos de *spillover* constituem um elemento importante explicando crescimento entre regiões ou mesmo municípios, e, portanto, a dimensão geográfica deve ser estudada. Além disso, o fato que países ou regiões são divididos por limites artificiais que nem sempre correspondem com a real dimensão de espaço do *spillover* efetivo, pode conduzir a um problema de erro de medida que precisa ser objeto de estudo. Cabe destacar ainda, segundo Elhorst (2003), que a combinação de dados de painel com modelos espaciais está na fronteira de pesquisa sobre o tema e existem questões ainda não respondidas como sua influência sobre os modelos de convergência espacial de renda e do controle da heterogeneidade espacial sobre os coeficientes estimados.

O objetivo geral deste trabalho é estudar o processo de convergência espacial do PIB *per capita* entre os municípios do Estado do Ceará e identificar a presença ou não de dependência espacial entre os municípios do Estado no período de 1996 a 2003 e verificar a formação de *clusters* no interior.

O presente trabalho está estruturado como segue: Na seção 1, Introdução, oferece-se uma visão geral da temática em estudo, delinea-se o problema da pesquisa, apresentam-se os objetivos, justifica-se sua relevância teórico-empírica. Na seção 2, apresenta-se a metodologia a ser utilizada, são tratados conceitos e definições sobre análise espacial, além de apresentadas as principais ferramentas deste tipo de análise. A pesquisa empírica é apresentada na seção 3, utilizando instrumentos da análise exploratória de dados espaciais na distribuição espacial da taxa de crescimento do PIB *per capita* no Ceará e, além disso, verificando entre o período de 1996 a 2003 a *clusterização* utilizando também modelos espaciais para captar os efeitos das interações econômicas espaciais. Apresenta-se na seção 4 as conclusões.

2. Metodologia

2.1. Ferramentas de econometria espacial

Segundo Gonçalves (2005) os modelos de associação espacial permitem investigar se há *spillovers* entre as regiões e, segundo Anselin (1995), são úteis para “descrever e visualizar distribuições espaciais, detectar padrões de associação espacial, sugerir formas espaciais de heterogeneidade espacial e identificar *outliers* espaciais”.

Anselin (1995) propõe um conjunto de indicadores - Local Indicators of Spatial Association (LISA) - que buscam superar esta inadequação. Este modelo LISA possui duas características básicas, a saber, i) o valor do indicador β_1 permite inferir a significância estatística do padrão de associação espacial na localização t específica; e ii) o somatório dos indicadores locais de associação espacial de todas as observações é proporcional ao indicador global de associação espacial. (ANSELIN, 1995).

Segundo Le Gallo e Ertur (2003), a estatística LISA, baseada no I de Moran local pode ser especificada da seguinte forma¹:

¹ Existem outras estatísticas LISA na literatura, além do I de Moran local, tais como o Geary local e o Gama local. Para maiores detalhes à respeito disso, consulte Anselin (1995).

$$I_{i,t} = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)}{m_o} \sum_j w_{ij} (x_{j,t} - \mu_t) \quad \text{com } m_o = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)^2}{n} \quad (1)$$

onde $I_{i,t}$ é a observação de uma variável de interesse na região i para o ano t , β_1 é a média das observações entre as regiões no ano t para a qual o somatório em relação à j é tal que somente os valores vizinhos de j são incluídos.

A estatística pode ser interpretada da seguinte forma: valores positivos de $I_{i,t}$ significam que existem *clusters* espaciais com valores similares (alto ou baixo); valores negativos significam que existem *clusters* espaciais com valores diferentes entre as regiões e seus vizinhos.

2.2. Modelo empírico

A fim de verificar a presença de externalidades espaciais, utilizar-se-á um modelo Econométrico Espacial Geral² para dados em painel, como especificado abaixo:

$$G_{it} = \mu_i + \rho W_1 G_{it} + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad \text{para } i=1,\dots,N; t=1,\dots,T \quad (2)$$

Onde β_1 como parâmetro a ser calculado como no modelo de especificação de efeito fixo, $u_{it} = \lambda W_2 u_{it} + \varepsilon_{it}$, i refere-se às unidades espaciais, t refere-se às unidades de tempo, β é um vetor de parâmetros fixos desconhecidos, β_1 e β_1 são as matrizes de pesos espaciais, ε_{it} são os termos de erro *i.i.d.* para todo i e t com $E(\varepsilon_{it}) = 0$ e $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{it}) = \sigma^2 I_{NT}$.

Assim, G é um vetor da taxa de crescimento do PIB *per capita* para os anos selecionados entre 1996 e 2003 e β_1 o indicador de convergência. O parâmetro β é o coeficiente de *lag* espacial, o qual capta os efeitos de transbordamento do PIB *per capita* sobre os vizinhos.

Este modelo pode diferenciar-se dos modelos tradicionais com dados em painel em duas situações possíveis. Na primeira, é adicionado ao termo de erro um termo espacial com um coeficiente β usualmente chamado de coeficiente de autocorrelação espacial; neste caso, a estrutura do erro foi modificada. Assim, se $\lambda = 0$, este é chamado de modelo com erro espacial. Este pode

² Para maiores detalhes sobre o modelo econométrico espacial geral ver Almeida (2004) e Anselin (2003).

³ Na presente pesquisa a matriz de pesos espaciais foi a de 15 vizinhos mais próximos.

ser o caso, por exemplo, de uma associação espacial de alguma variável explicativa que foi omitida do modelo. Na segunda, uma nova variável explicativa é adicionada associada a um coeficiente β , usualmente chamado de coeficiente de defasagem espacial. Neste caso, o número de variáveis explicativas é acrescido de mais uma variável. Se $\lambda = 0$, este é chamado de modelo com *lag* espacial. Isto significa que valores da vizinhança da variável dependente ajudam a explicá-la.

De modo geral, o modelo de efeito fixo é indicado particularmente quando a análise de regressão é limitada a um conjunto preciso de indivíduos, firmas ou regiões; efeito aleatório, ao contrário, é uma especificação apropriada quando se tira certo número de indivíduos fortuitamente de uma população grande de referência. Por isto, desde que o conjunto de dados consiste na observação de mais de 184 municípios cearenses, pode-se ajustar o modelo de painel de efeito fixo para conferir a convergência.

O $\ln(y_{i,t-1})$ é o logaritmo do PIB *per capita* e o escalar β_1 (β -convergência). A estimação de β -convergência é igual a $\frac{(1 - e^{-v})}{T}$. Sendo que G representando o período de análise, G é o tempo em anos para atingir o estado estacionário, e G é a velocidade de convergência.

Assim, o parâmetro β -convergência possibilita calcular, ainda, a velocidade de convergência (G), e o tempo em anos necessário para que as economias percorram metade do caminho que as separam de seus estados estacionários, chamado de meia-vida (β). A fórmula usada para se calcular a velocidade de convergência foi extraída de Taylor e Williamson (1997): $v = \exp[\beta_1 * (2003 - 1995)] - 1$. E a utilizada para o cálculo do *half-life* considera que $\pi = \log(2) / v$.

Como dito anteriormente, o modelo utilizado nesta pesquisa com dados em painel, se estimado pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO) na presença de autocorrelação espacial, na variável dependente, levam a estimadores viesados. Já os modelos tradicionais de convergência quando se utiliza MQO na presença de erros espacialmente auto-correlacionados, os estimadores são não-viesados, mas ineficientes⁴.

⁴ Ver Anselin (1988) e Anselin e Bera (1998).

Assim sendo, ao estimar por mínimos quadrados ordinários (MQO), buscase apenas identificar qual é a melhor maneira de se estimar a equação dada por:

Modelo (1) sem correção espacial:

$$G_{it} = \mu_i + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad (3)$$

A primeira modificação pode ser o caso em que o termo de erro Y_{it} no modelo siga um processo espacial auto-regressivo, como mostrado no modelo a seguir:

Modelo (2) com correção espacial auto-regressiva:

$$G_{it} = \mu_i + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + \lambda W_2 u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

No modelo de defasagem espacial a autocorrelação espacial é considerada como sendo gerada pela interação atual entre as unidades espaciais. O modelo é especificado da seguinte forma:

Modelo (3) com correção de lag espacial:

$$G_{it} = \mu_i + \rho W_1 G_{it} + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad (5)$$

Outro modelo importante é o Modelo Regressivo Cruzado Espacial que inclui efeitos de transbordamento espacial no contexto da convergência. Esse efeito de transbordamento é representado pela defasagem espacial do PIB *per capita* inicial. Assim, formalmente o modelo assume a seguinte expressão:

Modelo (4) com efeito transbordamento cruzado:

$$G_{it} = \mu_i + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + \tau W \ln(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad (6)$$

na qual β é o coeficiente de transbordamento cruzado, $W \ln(y_{i,t-1})$ denota a defasagem espacial do PIB *per capita* inicial e Y_{it} representa, neste caso, o termo de erro bem comportado.

Nesse modelo, conforme apontado por Rey e Montouri (1999), a dependência espacial remanescente toma a forma da média do PIB *per capita* do começo do período nos municípios vizinhos, que seria o termo de transbordamento cruzado”. Note que β é, neste modelo específico, um escalar⁵.

Com base nos modelos (1) a (4) a questão de haver ou não dependência es-

⁵ Se houvesse efeitos de transbordamentos de outras variáveis explicativas, β seria um vetor e não um escalar.

pacial é especificada a partir de testes estatísticos. Definido qual efeito espacial é mais representativo, parte-se para um modelo com estimação adequada:

Modelo 5 com estimação correta para problemas de não-normalidade e/ou heteroscedasticidade:

$$G_{it} = \mu_i + \rho W_1 G_{it} + \beta_3 \ln(y_{i,t-1}) + \tau W \ln(y_{i,t-1}) + \lambda W_2 u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

No modelo de lag espacial ($\lambda = 0$), caracteriza o efeito da vizinhança (proximidade) sobre a dinâmica de crescimento. E ainda, no contexto da convergência adotada aqui, o efeito de transbordamento seria representado por β , ou seja, um modelo regressivo cruzado espacial com efeitos, quando $\lambda = 0$ e $\lambda = 0$.

2.3. Descrição das variáveis utilizadas

A amostra contém a totalidade dos 184 municípios cearenses que serão analisados no período de 1996 a 2003. A variável dependente (G): Taxa de crescimento do PIB *per capita*. A variável explicativa é o logaritmo neperiano do PIB a preços constantes (Y_{it}). A variável taxa de crescimento do PIB *per capita* defasada espacialmente capta no modelo de lag espacial (β), o efeito da vizinhança (proximidade) sobre a dinâmica de crescimento, o que está associado ao efeito positivo da redução dos custos de transporte. Já no modelo de erro espacial (β), a dependência espacial do crescimento do PIB *per capita* pode ser resultado da influência de uma combinação de variáveis não incluídas no modelo. Todavia, a questão de haver ou não dependência espacial e a seleção do modelo deve ser verificada a partir de testes estatísticos, como será feito adiante.

2.4. Fonte de dados

Os dados utilizados nesta pesquisa são oriundos do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), tendo sido extraídas as principais informações estatísticas dos anuários estatísticos do Ceará de 1995, 1998/1999, 2000, 2001, 2002/2003 e 2004. Os valores monetários foram deflacionados pelo deflator implícito do PIB para preços constantes de 2005.

3. Análises dos Resultados

3.1. Análise dos *clusters* espaciais do crescimento do PIB *per capita*

Os indicadores locais de associação espacial (LISA) são observados através da análise dos mapas de *clusters* de Moran e seus respectivos níveis de significância,

que chegam a até 5% e que são dados pelos mapas locais de Moran que os acompanham (Figura 1). A estatística LISA é apropriada para identificar os agrupamentos espaciais. A hipótese nula continua sendo a de ausência de associação espacial.

Pode-se observar que a tendência global de associação positiva é confirmada pelas estatísticas locais de Moran. Na Figura 1 é possível visualizar estes regimes espaciais das taxas de crescimento no Ceará, em que há evidência de agrupamento espacial. A maioria das estatísticas significativas representa agrupamentos AA ou BB. Contudo, a distribuição é desigual entre as associações AA e BB ao longo do período estudado.

FIGURA 1
MAPAS DE *CLUSTERS* PARA CRESCIMENTO DO PIB *PER CAPITA*
NO ESTADO DO CEARÁ, 1996 E 2003.



Fonte: Elaboração própria com base no programa ArcView 3.1 e GeoDA.

Considerando o crescimento médio anual (TXM9603), nota-se que os municípios do litoral, incluindo a região metropolitana, tradicionalmente acumulam as principais atividades econômicas, e a maior parte da população apresenta uma associação do tipo BB, enquanto municípios interioranos localizados nos sertões do centro-oeste do Estado do Ceará apresentaram padrão AA.

Apesar de a análise de *cluster* ter por objetivo reconhecer grupos de municípios com o maior grau de homogeneidade, os grupos guardam ainda alguma heterogeneidade relevante. É difícil saber em que medida essa heterogeneidade influencia os resultados, mas observam-se algumas particularidades nos grupos. No caso do Ceará, foi possível identificar uma tendência à formação de grupos entre os municípios do Estado considerando o crescimento médio anual (TXM9603), um BB no litoral e na RMF, e outro AA na região dos sertões cearenses, onde ocorre uma redução da amplitude do PIB *per capita* dos municípios extremamente pobres e daqueles extremamente ricos em direção à média.

Os municípios que têm apresentado taxas de crescimento maiores de PIB *per capita* são homogêneos entre si, com baixos valores do PIB *per capita* inicial e possuem atividades predominantemente agropecuárias, como alguns municípios da macrorregião dos Sertões cearenses. Outros municípios dessas regiões se dispersam por outros grupos do tipo baixo-alto, mostrando que essas regiões guardam uma heterogeneidade relevante internamente, de forma que a desagregação de seus municípios mostra dinâmicas diferentes entre os municípios dessas regiões.

A simplicidade da análise de *clusters* espaciais pode deixar de considerar algumas informações relevantes, como seria o caso da utilização de um conjunto de variáveis mais numerosas. No entanto, sabe-se que muitas variáveis socioeconômicas guardam forte correlação com o dinamismo do PIB *per capita*, de modo que a análise de convergência condicional espacial pode revelar novos elementos. Por outro lado, a análise de clusters espaciais permite verificar a dinâmica do crescimento do PIB *per capita*, com uma área de PIB *per capita* baixo e com alto crescimento, e uma região de PIB *per capita* alto, de baixo crescimento, indicando que os municípios cearenses podem estar convergindo para o mesmo nível de PIB *per capita* ou média.

É importante destacar, também, que todos os municípios que têm até 5% de significância possuem autocorrelação espacial positiva, ou seja, pos-

suem o padrão AA ou BB, Figuras 1. Esses *clusters* podem ser interpretados como áreas com dinâmicas espaciais próprias que se destacam das demais. Os resultados sugerem que houve convergência espacial dentro do Estado do Ceará presente nos oito anos de análise, que as desigualdades tendem a diminuir e que, simultaneamente, o crescimento dos municípios é espacialmente concentrado. Assim, a divisão do Estado do Ceará em *clusters* espaciais, que capturam a inter-relação do crescimento do PIB *per capita*, permite claramente verificar que, em alguns municípios cearenses, o crescimento econômico do PIB *per capita* está atrelado ao dos seus municípios vizinhos. Percebe-se, através dos *clusters* espaciais, a identificação de clubes de convergência espacialmente concentrados.

3.2. Análise da convergência de renda dos municípios cearenses

3.2.1. Análise e teste de presença da dependência espacial

Na Tabela 1, a estimativa resultante das equações com e sem as correções espaciais de erro e defasagem prévia são informadas. Percebe-se que em todos os modelos o coeficiente da variável Ln do PIB *per capita* no período inicial ainda é significativamente negativo e confirma a hipótese assim de convergência entre municípios cearenses. O valor do coeficiente foi achado usando o estimador de efeito fixo usando o modelo de beta-convergência simples, indicando assim que a desigualdade entre os municípios cearenses está diminuindo no tempo.

Cabe destacar que o modelo teve 1472 observações considerando os 8 (oito) anos de períodos de tempo e os 184 *cross-sections* utilizados. E como a autocorrelação e a heteroscedasticidade são processos intimamente associados, e cuja separação constitui numa tarefa difícil, a estratégia de identificação do melhor modelo econométrico espacial basear-se-á em tratar a autocorrelação espacial e testar, *a posteriori*, para heteroscedasticidade e a remanescente autocorrelação nos resíduos (ALMEIDA, 2004).

As regressões (1) a (4) foram estimadas por MQO antes de analisar especificamente cada uma; vale tecer comentários gerais à respeito dos resultados gerais das estimações, ou seja, as características que são comuns à maioria das regressões. Com este propósito, há um conjunto de propriedades apreciáveis que é partilhado entre elas. O poder de explicação das regressões estimadas por MQO é alto, conforme medido pelo valor do coeficiente de determinação

(R^2), todos acima de 97%.

Contudo, a Tabela 1 ainda revela o diagnóstico para todas as regressões estimadas por MQO. Sem entrar em minúcias, pode-se extrair certas regularidades presentes em todas as regressões. Em termos de qualidade de ajuste, a melhor regressão estimada por MQO foi a de número (2). Isso foi avaliado com base nos critérios de Informação de Akaike (AIC) e Schwartz(SC). Os diagnósticos do modelo (2) indicam que os erros não são normais. Pelo teste de White e pelo teste de Breusch-Pagan-Godfrey (BPG), há evidências de erros heteroscedásticos.

A presença de observações discrepantes pode invalidar a suposição clássica de normalidade dos resíduos e a presença de heterocedasticidade pode implicar em uma matriz de covariâncias sem a diagonal principal constante. Nestes casos, as estimações por MQO podem ser muito ineficientes. Contudo, conforme Anselin (1988), EGLS (Estimadores de mínimos quadrados generalizados exequíveis) se aproximam de estimativas mais eficientes.

TABELA 1:
RESULTADOS DA CONVERGÊNCIA ABSOLUTA DE RENDA PARA
O CEARÁ, 1996 A 2003

Coefficientes	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
Efeito Fixo	7.960339 (156.2373) [0.0000]	7.968377 (156.8922) [0.0000]	7.939660 (154.4682) [0.0000]	7.997564 (157.6270) [0.0000]	7.767312 (30.98545) [0.0000]
β		0.040363 (3.452863) [0.0000]			0.025228 (1.700241) [0.0893]
β			0.028264 (2.700249) [0.0070]		
β				0.170435 (5.763059) [0.0000]	
β – convergência	-1.019539 (-153.5026) [0.0000]	-1.020585 (-154.1491) [0.0000]	-1.016839 (-151.7512) [0.0000]	-1.024028 (-155.0074) [0.0000]	-0.995197 (-31.2415) [0.0000]
Half-Life	50,94	50,95	50,90	51,00	50,61

Coefficientes	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)
Velocidade de Convergência (%)	0,013608	0,013604	0,013617	0,013591	0,013697
R ²	0.950456	0.950911	0.950736	0.951704	0.882517
R ² ajustado	0.943373	0.943850	0.943649	0.944756	0.865616
Teste de Hausman	2624,99	2561,37	1718,19	2599,00	78,99
Log likelihood	941.2847	948.0766	945.4459	947.0517	-
Critério de Akaike	-1.027561	-1.035430	-1.031856	-1.031701	-
Critério de Schwarz	-0.362167	-0.366440	-0.362865	-0.362710	-
Estatística F	134.1850 [0.000000]	134.6567 [0.000000]	134.1515 [0.000000]	134.5796 [0.000000]	-
Teste de White	54.3578 [0.000000]	55.0493 [0.000000]	49.45763 [0.000000]	53.986 [0.000000]	-
Teste Jaque-Bera	5592.960 [0.000000]	24086904 [0.000000]	5593.115 [0.000000]	3686904 [0.000000]	-

Fonte: Dados da pesquisa.

Os dados foram submetidos ao programa na forma de matriz de correlação, adotando-se o estimador GLS (*Generalized Least Squares*) dado que a autocorrelação espacial por MQO é consistente, enquanto usando Anselin 1988's estimador de EGLS (Estimadores de mínimos quadrados generalizados exequíveis) para aumentar eficiência de estimação se rende mudanças pequenas em coeficientes que dependem da matriz de peso espacial.

Em relação à heterocedasticidade, todas as próximas regressões foram feitas utilizando-se o método de covariância do coeficiente (*coef covariance method*) *White Cross-Section*, com o intuito de eliminar a heterocedasticidade (variância dos resíduos não constantes). Em todos os modelos, através de um teste de Hausman, concluem que o procedimento mais adequado é o uso do estimador de efeitos fixos⁶.

Quanto à autocorrelação espacial, há sinais de que este problema está presente na regressão, pois uma vez identificada a presença de dependência espacial no crescimento do PIB *per capita* dos municípios cearenses, qualquer modelo econométrico estimado que utilize o crescimento do PIB *per capita*

⁶ Distribuição Qui-quadrado $\chi^2_{5\%} = 3,84$, com $k=1$ graus de liberdade. Onde k é o número de regressores.

como variável dependente deve considerar esta dependência. Assim o modelo espacial mais adequado conforme a tabela 1 é o modelo de erro espacial dado, que é o único que apresenta resultados significativos para o coeficiente que representa a dependência espacial.

Os resultados mostram que o modelo de efeito fixo com correção de heterocedasticidade (modelo 5) e com autocorrelação de erro espacial dos resíduos apresenta uma estrutura de dependência espacial.

O sinal da estimativa do parâmetro beta convergência confirma convergência, sem grandes alterações no seu valor comparando com a formulação prévia (MQO). Pode ser concluído que, em levando em conta que a correção da dependência espacial no coeficiente beta-convergência obteve o mesmo resultado do modelo de dados de painel clássico (por MQO sem correções de normalidade e heteroscedasticidade). O modelo relativamente simples considerado na presente seção representa só o primeiro passo de um possível caminho de pesquisa dentro da aplicação de modelos de dados de painel espacial ao problema de convergência regional econômica. Em outras palavras, regiões onde o PIB *per capita* era menor estão crescendo mais rapidamente que regiões onde o PIB *per capita* era maior, ou seja, pode-se dizer, *coeteris paribus* que está ocorrendo um processo de homogeneização no Ceará.

Uma medida mais intuitiva de velocidade de reversão é a medida de lentidão de reversão chamada *meia-vida* H (“half-life”). Esse é o tempo esperado para uma variável alcançar a metade da distância entre o valor corrente e o nível de equilíbrio (Tabela 1).

Os resultados confirmam o Half-life, para o período de 1996-2003, que fica calculado em 51 anos. Contudo, essa velocidade de convergência também oscila ao longo do tempo, podendo ser reduzida, por uma melhoria nas políticas regionais do Estado do Ceará, como pode também aumentar com o fim de tais políticas (Tabela 1).

Segundo Chatterji (1992), para garantir que a variável em estudo sofra a convergência do período inicial até o final, é necessário que $-2 < \beta < 0$ ⁷. Em

⁷ Chatterji (1992) afirma que o fato de $\beta < 0$ indica que há convergência. Considera-se que alta convergência fica normalmente perto dos 2% achados na literatura de convergência (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1991).

outras palavras, a tabela mostra que existe convergência do tipo absoluta para o crescimento do PIB *per capita* para os municípios do Estado do Ceará.

4. Conclusões

Os resultados obtidos mostraram a existência de convergência absoluta no período estudado, e estas taxas de convergência mostraram-se pouco diferentes ao longo dos modelos usados. Deve-se ressaltar que este resultado não surpreende, pois municípios de um mesmo Estado possuem características semelhantes e compartilham de muitas instituições que favorecem o processo de convergência.

A desigualdade regional no Ceará é muito grande. Estima-se um período em torno de 51 anos, tempo necessário para o nível inicial de renda per capita atingir metade do nível do estado estacionário (nível de equilíbrio), controlando a heterogeneidade espacial deste processo por efeitos fixos.

Cabe ressaltar que os resultados forneceram uma nova percepção da dinâmica geográfica cearense, utilizando, para isso, a análise exploratória de dados espaciais e modelos de econometria espacial. Assim, a análise exploratória dos dados mostrou que o Estado apresenta uma estrutura espacial favorável ao desenvolvimento do interior, considerando a média do período (1996-2003), ou seja, *clusters* de crescimento *AA* significantes nos municípios da região dos sertões cearenses (Sertão dos Inhamuns e Sertão Central) e *clusters* de crescimento *BB* na RMF e parte do litoral leste do Estado. Estes resultados podem ser explicados pela existência de uma mudança na caracterização da indústria cearense durante os últimos anos.

O Governo Estadual tem procurado reverter o quadro de concentração econômica na Região Metropolitana de Fortaleza, distribuindo os investimentos pelas regiões do Estado e incentivando a expansão de diversos pólos industriais no interior. Neste contexto, as considerações espaciais podem se revelar de grande valia, já que permitem incorporar ao processo decisório a previsão de interações – influências que municípios, especialmente os contíguos, exercem uns sobre os outros, em diversos sentidos – para potencializar os benefícios da Política Pública ou para mitigar os custos públicos, incrementando sua efetividade. Como é sabido, regiões que compartilham condições sócio-histórico-culturais semelhantes frequentemente apresentam demandas

similares, reagem a estímulos de forma análoga e demonstram maior predisposição para reunir esforços comuns.

Assim, a análise de *clusters*, convergência e outros arranjos espaciais constituem reconhecidamente valiosas ferramentas de auxílio ao processo de tomada de decisão, considerando que o elaborador de políticas públicas pode visualizar os focos de crescimento e comparar os investimentos realizados em cada ano, e, desta forma, verificar se ocorreram externalidades entre os municípios. Entretanto, em vista da necessidade de fundamentação ampla e consistente de qualquer decisão pública, novos testes espaciais (com uma série de dados mais ampla) seriam desejáveis para a questão das Políticas Públicas Regionais no Ceará. Especificamente entre outros testes espaciais sugere-se uma análise sigma convergência como a identificação de clubes de convergência com base na heterogeneidade espacial.

5. Bibliografia

- ALMEIDA, E.S. **Curso de econometria espacial aplicada**. Piracicaba: ESALQ-USP, 2004. 128 p. (mimeo)
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Dordrecht: Studies in Operational Regional Science, Kluwer Academic Publishers, 1988. 284 p.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 153-166, 2003.
- ANSELIN, L.; BERA, A.K. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: ULLAH, A.Y.; GILES, D. (Eds.). **Handbook of applied economic statistics**. New York: Marcel Ockker, 1998. p. 237-289.
- ANSELIN, L., VARGA, A. AND ACS, Z.J. . **Geographic and sectoral characteristics of academic knowledge externalities?**, Papers of Regional Science 79, 435-443, 2000.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CEARÁ**. Fortaleza: Edições IPLANCE/IPECE. 1995, 1997, 1998/1999, 2000, 2001, 2002/2003 e 2004.

BAR-EL, R.; SHACHAR, A.; SCHWARTZ, D.; BENTOLILA, D. **Reduzindo a pobreza através do desenvolvimento econômico do interior do Ceará**. Fortaleza: Edições Iplance, 2002. 158 p.

BARRO, R.J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. **Brookings Papers on Economic Activity**, Yale University. economic growth center, Yale Station New-Haven Connecticut, USA. 1, p.107-182, 1991.

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

CHATTERJI, M. Convergence clubs and endogenous growth. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 8, n.4, p. 57-69, 1992.

ELHORST, P.J. Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Sciences Review**, v. 26, n. 3, p. 244-268, 2003.

GONÇALVES, E. **A distribuição espacial da atividade inovadora brasileira: uma análise exploratória**. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 33 p. (Texto para discussão, 246).

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ – IPECE. **Tabelas sobre o PIB do Ceará: 1985-2005**. Fortaleza, 2005. 5 p.

LE GALLO, J.; ERTHUR, C.. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995. **Papers in Regional Science**, v. 82, n. 2, p. 175-201, 2003.

REY, S.; MONTOURI, B. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Review of Regional Studies**, v. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.

TAYLOR, A.M.; WILLIAMSON, J.G. Convergence in the age of mass migration. **European Review of Economic History**, v. 1, n. 1, p. 27-63, Apr. 1997.

Ciclos Econômicos no ICMS

Roberto Tatiwa Ferreira¹

Resumo

O objetivo principal deste trabalho é investigar a existência e as principais características de ciclos econômicos no ICMS. Para alcançar esse objetivo, utilizou-se um modelo de mudança de regime de Markov e modelos com efeito limiar (*threshold*) para estimar e analisar os ciclos econômicos na taxa de crescimento mensal da arrecadação do ICMS no Estado do Ceará, bem como realizar previsões para esta variável. Os resultados indicam que o ciclo econômico da variável em questão apresenta três regimes (decréscimo, crescimento moderado e crescimento acelerado) e que a taxa de crescimento da demanda turística e da atividade industrial servem como variáveis *threshold*, as quais fornecem informações sobre o ciclo econômico e sobre os valores futuros da taxa de crescimento do ICMS.

Palavras Chave: ICMS, Ciclos Econômicos, Previsões, Efeito Limiar, Markov-Switching.

¹ CAEN/DEA/UFC

Abstract

The main objective of this work is to investigate if there are and what are the principal features of ad valorem tax's business cycle. To do that, Markov-switching and threshold models were used to estimate and analyze the business cycle in the monthly growth rate of Ceará's ad-valorem tax and to forecast. The results show that there are three regimes in the business cycle on the variable under analysis, and the growth rate of tourism and industrial activity may be used as threshold variables, which gives informations about Ceará's ad-valorem tax business cycle and its future values.

Key Words: Ad Valorem Tax, Business Cycle, Forecasting, Threshold, Markov-Switching.

1. Introdução

A definição de ciclos de negócios como uma flutuação que ocorre em fases de expansão e de recessão no nível de atividade econômica agregada (Burns e Mitchell, 1946), tornou-se um consenso entre os economistas, os quais têm formulado modelos teóricos e empíricos para explicar e estimar esse fenômeno.

Os ciclos econômicos são explicados das mais diversas formas pelas várias escolas do pensamento econômico (Aftalion, 1927; Sargent e Sims, 1977; Blinder, 1987; King e Plosser, 1984) e há vários modelos, principalmente de séries temporais não-lineares, que visam explicá-los e quantificá-los.

Hansen (1989, 1997 e 2000) apresentou uma forma de testar se modelos não-lineares com efeito limiar (threshold) são mais adequados do que os modelos autoregressivos (AR) lineares, para descrever uma determinada variável. Os primeiros são modelos que permitem que os parâmetros variem de acordo com o ciclo econômico; o qual é, por hipótese, observado no tempo t através de uma variável (geralmente defasagens da própria variável dependente) escolhida para este propósito.

Hamilton (1989) propôs um modelo não-linear no qual os ciclos econômicos são caracterizados por um processo de Markov. Este modelo é conhecido na literatura como modelo autoregressivo de mudança de regime de Markov (MS-AR). Neste, o regime em t não é observável; ou seja, é uma variável laten-

te que segue um processo de Markov. O trabalho de Hamilton (1989) estimou a duração dos ciclos do PIB dos EUA. Em outro trabalho, Hamilton (1996) propôs um modelo para mensurar a duração do ciclo no índice de produção industrial dos EUA, considerando o efeito da volatilidade do mercado de ações. Os estudos de Chauvet (1998, 2001 e 2002) e o de Ferreira, Bierens e Castelar (2005) apresentam estimativas para a duração do ciclo do PIB Brasileiro.

O imposto sobre circulação de mercadorias e serviços (ICMS), incide sobre o valor agregado; portanto, sua arrecadação está diretamente vinculada ao nível da atividade econômica. Desta forma, espera-se que a arrecadação deste imposto estadual também esteja sujeita aos ciclos de negócios; i.e., fases de crescimento e de contração.

O ICMS é o tributo de maior participação na receita estadual. Segundo dados do Instituto de Pesquisa do Ceará (IPECE), o ICMS representou cerca de 91% da receita tributária total do Estado do Ceará em 2004. Por isso, desenvolver e aprimorar modelos capazes de gerar previsões deste imposto é importante para a administração estadual planejar seu fluxo de caixa e elaborar o seu orçamento.

No que se refere à previsão de ICMS, Pessoa (1992), gerou um conjunto de equações simultâneas na previsão do ICMS, formado basicamente por três equações, criando um sistema quadrático, em que o ICMS cearense foi representado como função do PIB do setor serviços e este PIB como função do PIB Brasileiro.

Castelar, Ferreira e Linhares (1996) utilizaram a técnica de alisamento exponencial, um modelo ARIMA, uma função de transferência e a técnica de combinação de previsões para gerar previsões do ICMS mensal.

Este trabalho pretende utilizar a metodologia proposta por Hamilton (1989) e por Hansen (1996, 1997 e 2000) na taxa de crescimento da arrecadação do ICMS mensal do Estado do Ceará, com o objetivo principal de realizar previsões e quantificar algumas características do ciclo econômico da variável em análise.

Dados do IPECE mostram que o setor industrial é a principal fonte geradora de ICMS no Estado. Em 2004, a arrecadação de ICMS sobre a atividade industrial correspondeu a 54,69% da arrecadação total deste imposto. O turismo é outra atividade econômica que tem se destacado no Ceará. A atividade

turística cresceu a uma taxa média de 11,7% ao ano no período de 1995/2005, gerando uma renda média no total de 987,2 milhões ao ano, causando um impacto médio anual de 7,1% no PIB do Ceará. Desta forma, serão utilizados modelos com estas variáveis como regressores e como variáveis de efeito limiar (threshold) para verificar se estas são capazes de influenciar a média, de forma linear ou não linear, e de gerar previsões mais precisas do que as de um modelo ARMA para a variável dependente em questão.

Além desta introdução, este trabalho apresenta mais três partes. A primeira se dedica aos principais aspectos teóricos. Nela são apresentados os modelos, bem como as técnicas de estimação e os testes de diagnósticos necessários. A segunda parte contém os resultados empíricos e, por fim, as principais conclusões deste trabalho são apresentadas.

2. Principais Aspectos Teóricos

2.1. O Modelo de Mudança de Regime Markoviano

No modelo de mudança de regime de Markov (MS), proposto por Hamilton, os parâmetros do modelo mudam de acordo com o regime no qual o processo se encontra no tempo t , regime este representado por uma variável aleatória discreta não observada diretamente (variável latente), denominada de s_t . No caso em que há N regimes diferentes $S_t = [1, 2, \dots, N]$. Assume-se, também, que s_t é uma cadeia de Markov de N -estados. O modelo autoregressivo com mudanças de regime Markoviano com N -estados, para média e variância, pode ser apresentado como, tal que:

$$(1) \varphi(L)(y_t - \mu_{S_t}) = \varepsilon_t$$

$$(2) P\{S_t = j \mid S_{t-1} = i\} = p_{ij}, \quad \text{onde } i, j = 1, 2, \dots, N$$

$$(3) \sum_{j=1}^N p_{ij} = 1$$

$$(4) \mu_{S_t} = \sum_{i=1}^N \mu_i S_{it}, \quad \text{onde } S_{it}=1 \text{ se } S_t=i \text{ e } S_{it}=0, \text{ caso contrário}$$

$$(5) \sigma_{S_t}^2 = \sum_{i=1}^N \sigma_i^2 S_{it}$$

$$(6) \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2)$$

Hamilton (1989, 1994), apresenta a metodologia de estimação deste modelo. Uma vez estimados os parâmetros do modelo, as estimativas da duração de cada fase econômica podem ser calculadas. No caso de dois regimes, com suas probabilidades de transição representadas, respectivamente, por p_{11} e p_{22} , a duração da fase 1 pode ser obtida através de $1/(1-p_{11})$ e a duração da outra fase é calculada através de $1/(1-p_{22})$.

2.2. O Modelo de Efeito Limiar (Threshold)

O modelo de efeito limiar (*threshold*) autoregressivo (TAR), foi proposto por Tong (1978) e depois aperfeiçoado por Lim e Tong (1980) e Tong (1983). Hansen (1996, 1997 e 2000) mostrou como estimar e fazer inferência neste modelo, o qual pode ser expresso da seguinte forma.

$$(7) \quad y_t = (\alpha_0^1 + \alpha_1^1 y_{t-1} + \dots + \alpha_q^1 y_{t-q} + \beta_1^1 x_{t-1} + \dots + \beta_q^1 x_{t-q}) I(g_{t-d} \leq \gamma) + (\alpha_0^2 + \alpha_1^2 y_{t-1} + \dots + \alpha_q^2 y_{t-q} + \beta_1^2 x_{t-1} + \dots + \beta_q^2 x_{t-q}) I(g_{t-d} > \gamma) + \varepsilon_t$$

Onde, $I(\cdot)$ é a função indicadora, x_t é uma variável exógena e g_{t-d} é uma função dos dados. Seja $\beta^j = (\beta_0^j \dots \beta_q^j)$ e $\beta^j = (\beta_0^j \dots \beta_q^j)$ para $j=1,2$, $z_t = (1 y_{t-1} \dots y_{t-q} x_{t-1} \dots x_{t-q})'$, $\pi^j = (\alpha^j \cdot \beta^j)'$, $z_t(\gamma) = (z_t' I(g_{t-1} \leq \gamma) z_t' I(g_{t-1} > \gamma))'$ e $\theta = (\pi^1 \cdot \pi^2)'$. O modelo original pode ser reescrito como:

$$(8) \quad y_t = z_t(\gamma)' \theta + \varepsilon_t$$

Neste trabalho serão utilizadas como variáveis threshold (g_{t-d}), até seis defasagens ($d=[1,2,\dots,6]$) das variáveis: a) taxa de crescimento do ICMS, b) taxa de crescimento do índice de produção industrial do Ceará e c) taxa de crescimento da demanda turística do Ceará. A estimação dos parâmetros θ e γ será obtida através de mínimos quadrados condicionais sequenciais proposto por Hansen (1997).

3. Resultados Empíricos

Este trabalho utiliza dados na frequência mensal da arrecadação do ICMS, da demanda turística e do índice de produção industrial do Estado do Ceará. Os dados da arrecadação do ICMS, publicados pela Secretaria da

Fazenda, foram coletados no período de janeiro de 1991 a junho de 2006, deflacionados pelo IGP-DI, logaritimizados e diferenciados.

A série demanda turística, publicada pela Secretaria de Estado de Turismo, compreende os meses de janeiro de 1997 a junho de 2006. Por fim, a variável índice de produção industrial foi coletada junto ao MACRODADOS, nos meses de janeiro de 1991 a junho de 2006. Estas séries também foram logaritimizadas e diferenciadas.

Todas estas séries são estacionárias, conforme os testes ADF e de Phillips-Perron, os quais rejeitam a hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 1% em todos os casos.

3.1. Resultados Empíricos dos Modelos de Mudança de Regime de Markov

Vários modelos com mudança de regime de Markov $MS(n,q)$ e $MSH(n,q)$ foram estimados, utilizando a amostra total 02/1991 a 06/2006. Nos modelos $MS(n,q)$ a média do processo muda de acordo com o número de regimes e , nos modelos $MSH(n,q)$, tanto a média como a variância dos modelos mudam de acordo com o número de regimes.

Em todos estes modelos, $q \in [1,2,\dots,4]$ representa o número de defasagens e $n \in [1,2,3]$ corresponde ao número de regimes. Depois de estimados, estes modelos foram comparados através da análise do correlograma dos resíduos.

Utilizou-se, além da análise dos resíduos, o procedimento de seleção de número de defasagens e de regimes proposto em Psaradakis e Spagnolo (2006), o qual se baseia em um critério de penalização da função de máxima verossimilhança em conjunto com o critério de informação Bayesiano. Este critério seleciona um modelo do tipo MSH com três defasagens e regimes; i.e, um $MSH(3,3)$.

O modelo $MSH(3,3)$ também apresentou o melhor resultado em termos de comportamento dos resíduos. Os gráficos 1a a 1d, apresentam o correlograma dos resíduos dos modelos $AR(3)$, $MS(2,3)$, $MS(3,3)$ e do $MSH(3,3)$, respectivamente.

Em todos os modelos estimados, aplicou-se o teste de linearidade de Davies (1977, 1987), o qual se mostrou sempre favorável ao uso de modelos não-lineares ao nível de significância de 1%. A tabela 1 apresenta os resultados da estimação do modelo $MSH(3,3)$, sobre o qual pode-se fazer as seguintes observações.

i) Todos os parâmetros foram significantes ao nível de 5%, inclusive os coeficientes que quantificam as diferentes médias entre os regimes. A matriz de transição é ergódica, em virtude de seus autovalores.

ii) A taxa de crescimento mensal da arrecadação do ICMS no Estado do Ceará apresenta um regime de crescimento acelerado, um regime de crescimento moderado e outro regime de decrescimento, nos quais a arrecadação cresce em média às taxas de 14,61%, 2,09% e -11,24%, respectivamente.

iii) O regime 1 (decrescimento) tem duração média de 1-2 meses, duração semelhante ao do regime 3 (crescimento acelerado), e o regime 2 (crescimento moderado) tem duração média de 5-6 meses.

O gráfico 2, apresenta os valores da taxa de crescimento do ICMS e da taxa média de crescimento estimada pelo modelo MSH(3,3). Neste gráfico, pode-se observar que os regimes 1 e 2 se alternam e possuem maior frequência que o regime 3. Percebe-se, também, que a partir de 2003 até o primeiro semestre de 2005, a duração do regime 1 aumentou e a do regime 2 diminuiu.

Quais os fatores que podem explicar estes ciclos na arrecadação do ICMS no Estado do Ceará? Dados da Secretaria de Turismo demonstram que a atividade turística cresceu a uma taxa média de 11,7% ao ano no período de 1995/2005, gerando uma renda média no total de 987,2 milhões ao ano, causando um impacto médio anual de 7,1% no PIB do Ceará.

Por outro lado, segundo o IPECE, o setor industrial é a principal fonte geradora de ICMS no Estado. Em 2004, a arrecadação de ICMS sobre a atividade industrial correspondeu a 54,69% da arrecadação total deste imposto.

Portanto, o próximo passo consistirá em testar se as taxas de crescimento da atividade industrial e da demanda turística fornecem maiores informações sobre o ciclo da taxa de crescimento do ICMS, além das informações contidas nos seus próprios valores defasados. Para isso, modelos do tipo TAR foram testados e estimados. Estes resultados são apresentados em seguida.

3.2 Resultados Empíricos dos Modelos de Efeito Limiar (Threshold)

Com o objetivo de formular um modelo que inclua os efeitos das taxas de crescimento da atividade industrial (ind) e da demanda turística (tur) na taxa de crescimento do ICMS (icm) foi estimado, inicialmente, um modelo de regressão linear apresentado a seguir.

$$(9) \quad icm_t = 0.002_{(0.18)} - 0.3481_{(-3.57)} icm_{t-1} - 0.2786_{(-2.72)} icm_{t-2} - 0.298_{(-3.08)} icm_{t-3} \\ + 0.090_{(2.81)} tur_{t-1} + 0.238_{(2.27)} ind_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\bar{R}^2 = 0.23 \quad DW = 2.24$$

Exceto pelo intercepto, os demais parâmetros desta equação são significantes ao nível de 5%. Os testes de White, de Breusch-Godfrey e a estatística Q de Ljung-Box indicam a ausência de heterocedasticidade e de correlação serial nos resíduos desta equação, a qual comprova um efeito positivo das séries **ind** e **tur** sobre a variável **icm**.

A eq(9) evidencia a maior influência da taxa de crescimento da atividade industrial na taxa do ICMS, em relação a taxa de crescimento da demanda turística.

Para verificar se além de influenciar a média de **icm**, as variáveis **ind** e **tur** são capazes de fornecer informações sobre o ciclo econômico, expansão ou recessão, de **icm**, utilizou-se a metodologia proposta por Hansen (1996, 1997, 2000) para testar e estimar modelos com efeitos limiares a partir da equação (9).

Foram estimados três modelos com efeitos limiares diferentes. Nos modelos T1 e T2, as variáveis threshold (g_{t-d}) utilizadas foram a **ind** e **tur**, respectivamente, com $d=[0,1,2,\dots,6]$. No modelo T3, $g_{t-d} = icm_{t-d}$, com $d=[1,2,\dots,6]$.

O modelo T1 apresenta efeitos significantes ao nível de 5% de ind_{t-2} , ind_{t-3} , ind_{t-4} , ind_{t-5} sobre o ciclo econômico de **icm** (tabela 2). O critério de informação de Akaike (AIC) para modelos TAR, aponta uma leve vantagem na utilização de ind_{t-2} (T1(ind_{t-2})) sobre ind_{t-4} (T1(ind_{t-4})) como variável threshold (tabela 3). Entretanto, na próxima seção verifica-se que a eficiência preditiva de T1(ind_{t-4}) é muito superior quando comparada ao modelo T1(ind_{t-2}). Desta forma, seleciona-se ind_{t-4} como variável threshold para o modelo T1. Quando $ind_{t-4} > 0.07$ isto implica que icm_t estará na fase de expansão e, no caso contrário, na fase de recessão.

Os resultados do modelo T2 mostram que, diferentemente de **ind**, os efeitos de **tur** sobre os ciclos econômicos de **icm** são imediatos. Os resultados

apresentados na tabela 2, mostram que há efeitos significantes ao nível de 5% de tur_t , tur_{t-1} , tur_{t-2} , tur_{t-3} e tur_{t-4} sobre o ciclo econômico de icm_t . A variável tur_t é selecionada como variável threshold, tanto pelo AIC (tabela 3) como pela sua eficiência preditiva, avaliada na próxima seção. Quando $tur_t > -0.048$, então icm está na fase de expansão e, no caso contrário, na fase de recessão.

No que se refere aos resultados do modelo T3, apenas os valores de icm_{t-2} e icm_{t-6} afetam o ciclo econômico de icm_t . Estes efeitos foram significantes ao nível de 10% (precisamente 6%). Por exemplo, quando $icm_{t-1} > 0.0645$, isto implica que icm estará na fase de expansão e, no caso contrário, na fase de recessão (tabela2).

3.3. Previsões

Todos os modelos foram re-estimados dentro do período 08/1997 a 05/2005 e previsões de um passo a frente no período de junho de 2005 a junho de 2006 foram geradas. Para este propósito os modelos foram estimados novamente, período após período, a partir de maio de 2005 (para realizar previsão de junho/2005), até maio de 2006.

Além dos modelos apresentados no referencial teórico, o mesmo procedimento foi adotado na elaboração de previsões de um modelo ARMA(p,q), para servir como base de comparação (benchmark), no qual $p = \{1,2,\dots,6\}$ e $q = \{1,2,3\}$. Dentre esta classe de modelos, o modelo ARMA(1,1) foi o que gerou previsões mais eficientes¹.

O modelo MSH(3,3) apresentou um EQM de 0.0342, enquanto O EQM do modelo ARMA(1,1) foi de 0.0351. A relação entre o EQM das previsões geradas pelo modelo MSH(3,3) em relação ao EQM do modelo ARMA(1,1) é aproximadamente 0.974. Em outras palavras, o modelo com mudança de regime de Markov melhora em 2.56% as previsões feitas pelo modelo ARMA. Um valor pouco expressivo, de tal forma que a melhor maneira de interpretar este resultado é em favor de uma equivalência em termos de eficiência preditiva destes dois modelos.

Em relação à eficiência preditiva dos modelos de regressão linear (REG) e dos modelos com efeito limiar obtiveram os respectivos EQM's : REG = 0.0345; $T1(ind_{t-2}) = 0.0419$; $T1(ind_{t-3}) = 0.0397$; $T1(ind_{t-4}) = 0.0282$; $T1(ind_{t-5}) = 0.0435$;

¹ O erro de previsão ao quadrado médio (EQM) foi utilizado como medida de eficiência preditiva dos modelos.

$T2(tur_t) = 0.0288$; $T2(tur_{t-1}) = 0.0352$; $T2(tur_{t-2}) = 0.0334$; $T2(tur_{t-3}) = 0.0384$; $T2(tur_{t-4}) = 0.0364$ e $T2(tur_{t-5}) = 0.0432$. As previsões geradas por $T1(ind_{t-4})$ e $T2(tur_t)$, além de similares, apresentaram a maior proximidade dos dados realizados, dentre os modelos utilizados neste estudo. Em termos de EQM, as previsões destes modelos melhoraram as previsões geradas pelos modelos REG, MSH(3,3) e ARMA(1,1) em aproximadamente 18.30%, 17.55% e 19.70%, respectivamente. Este resultado corrobora a importância das informações contidas nas variáveis ind e tur para explicar e prever a taxa de crescimento do ICMS.

A tabela 4, mostra os valores previstos e o erro de previsão ao quadrado médio (EQM) dos modelos MSH(3,3), ARMA(1,1) e $T1(ind_{t-4})$. Os gráficos 3a e 3b, apresentam estes valores no tempo. Além de apresentar o menor EQM, percebe-se que $T1(ind_{t-4})$ é o modelo que melhor prevê a direção da variável em análise.

4. Conclusões

Este trabalho utilizou a metodologia proposta por Hamilton (1989) e Hansen (1996, 1997, 2000), para mensurar a duração do ciclo na taxa de crescimento da arrecadação do ICMS mensal do Estado do Ceará, bem como verificar possíveis variáveis que contenham informações sobre o ciclo econômico desta variável e sobre seus valores futuros.

O modelo com mudança de regime de Markov selecionado, possui três regimes e três defasagens. O regime 3 (crescimento acelerado) apresenta uma duração média de 1-2 meses, no qual a taxa de crescimento média da arrecadação do ICMS é de 14.61%. O regime 2 (crescimento moderado) é caracterizado por uma duração média de 5-6 meses, com uma taxa de crescimento média de aproximadamente 2.1%. O regime 1 (decréscimento), dura em média de 1 a 2 meses, e possui uma taxa média de decréscimento de -11.24%.

Através de um modelo de regressão linear verificou-se que a taxa de crescimento do índice de produção industrial e da demanda turística, influenciam positivamente a média da série em análise.

Mais ainda, essas variáveis contém informações sobre o futuro do ciclo econômico existente no ICMS; isto é, elas podem servir como indicadores antecedentes, fato este comprovado através de modelos com efeitos limiares.

O efeito do turismo sobre o ciclo econômico do ICMS é imediato e dura até a quarta defasagem. Já a atividade industrial, a qual tem um efeito maior sobre a média da arrecadação do imposto em questão, altera o ciclo econômico do ICMS com defasagem de dois meses e este efeito dura até o quinto mês anterior.

No que se refere à previsão, o modelo de mudança de regime de Markov gerou previsões um pouco melhores do que um modelo ARMA. Já as previsões dos modelos com efeito limiar foram bem melhores.

Uma comparação entre os erros quadrados médios dos modelos T1(indt-4), T2(turt) e ARMA, revela que os modelos com efeito limiar podem melhorar as previsões geradas pelo modelo ARMA em até 19,72%. Estes resultados são a favor do uso de modelos não lineares e a importância de se considerar a demanda turística e a atividade industrial para se prever a taxa de crescimento mensal do ICMS cearense.

5. Referências Bibliográficas

AFTALION, A. The theory of economic cycles based on the capitalist technique of production. **Review of Economic Statistics** v.9, n.4, p.165-70, 1927.

BLINDER, A. Credit rationing and effective supply failures. **Economic Journal** v.97, p.327-52, 1987.

BURNS, A. AND W. MITCHELL. **Measuring Business Cycles**. New York: National Bureau of Economic Research, 1946.

CHAUVET, M. An Econometric Characterization of Business Cycles Dynamics with Factor Structure and Regime Switching. **International Economic Review**. v.39,n.4, p.969-996, nov.1998.

_____ A Monthly Indicator of Brazilian GDP. **Revista de Econometria** v.21, mai.2001.

_____ The Brazilian Business and Growth Cycles. **Revista Brasileira de Economia** v.56, n.1, p.75-106. mar.2002.

FERREIRA, R.T, BIERENS, H. E CASTELAR, L.I.M. Forecasting Quarterly Brazilian GDP Growth rate With Linear and Nonlinear Diffusion Index Models. **Revista Economia (SELECTA)**, v.6,n.3, p.261-292, dec.2005.

HAMILTON, J.D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica* v.7, n.2, p.357-84, 1989.

----- . **Time Series Analysis**. Princeton University Press, 1994.

HANSEN, B.E. Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis. *Econometrica*, v.57, n.2, p.357-84, apr.1996.

----- . Inference in TAR Models. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, v.2, n.1, p.1-14, abr.1997.

----- . Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, v.68, n.3, p.575-603, mai.2000.

KING, R.G. AND PLOSSER, C.I. Money, credit and prices in a real business cycle. *American Economic Review* v.74, n.3, p.363-80, 1984.

----- . International Business Cycles: Regime Shifts in the Stochastic Process of Economic Growth. Oxford, **Applied Economics Discussion Paper** 194, 1997.

MITCHELL, W. **Business cycles: the problem and its setting**. New York, National Bureau of Economic Research, 1927.

PSARADAKIS, Z. AND SPAGNOLO, N. Joint Determination of the State Dimension and Autoregressive Order for Models with Markov Regime Switching. *Journal of Time Series Analysis*, v.27, n.5, p.753-766, out.2006.

SARGENT, T.J. AND SIMS, C.A. In: SIMS, C. et al. *New Methods in Business Cycle Research*. Minneapolis: **Federal Reserve Bank of Minneapolis**, 1977.

Anexos

TABELA 1
RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO MSH(3,3)

Parâmetros	Estimativas	Estatística t
μ_1	-0.1124	-12.14
μ_2	0.0209	7.01
μ_3	0.1461	3.77
ϕ_1	-0.6129	-10.19
ϕ_2	-0.4886	-8.13
ϕ_3	-0.3653	-6.27
P_{11}	0.2477	
P_{22}	0.8280	
P_{33}	0.1425	
σ_1^2	0.0427	
σ_2^2	0.0513	
σ_3^2	0.2156	
Autovalor matriz de Transição	1; 0.26; -0.045	

TABELA 2
TESTE PARA EFEITO THRESHOLD –MODELOS T1, T2 E T3

$g_{t,d}$	$\hat{\gamma}$	p-valor	$g_{t,d}$	$\hat{\gamma}$	p-valor	$g_{t,d}$	$\hat{\gamma}$	p-valor
ind_t	-0.0896	0.4310	tur_t	-0.0482	0.0090			
ind_{t-1}	-0.0965	0.6290	tur_{t-1}	-0.1334	0.0390	icm_{t-1}	0.0617	0.3860
ind_{t-2}	0.0001	0.0060	tur_{t-2}	0.1476	0.0020	icm_{t-2}	0.0645	0.0520
ind_{t-3}	-0.0681	0.0000	tur_{t-3}	-0.5260	0.0090	icm_{t-3}	-0.1201	0.2290
ind_{t-4}	0.0702	0.0080	tur_{t-4}	0.0329	0.0410	icm_{t-4}	0.0162	0.4820
ind_{t-5}	-0.0567	0.0090	tur_{t-5}	0.3336	0.7200	icm_{t-5}	0.1176	0.4370
ind_{t-6}	0.0761	0.2980	tur_{t-6}	0.0065	0.1400	icm_{t-6}	-0.0859	0.0590

TABELA 3
CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO DE AKAIKE (AIC) PARA
SELEÇÃO DA VARIÁVEL THRESHOLD.

$g_{t,d}$	AIC	$g_{t,d}$	AIC
ind _{t-2}	28.584	tur _t	28.578
ind _{t-3}	28.607	tur _{t-1}	28.601
ind _{t-4}	28.585	tur _{t-2}	28.013
ind _{t-5}	28.614	tur _{t-3}	28.593
		tur _{t-4}	28.617

TABELA 4
VALORES REALIZADOS, PREVISTOS E ERROS DE PREVISÃO

	Realizado	ARMA(1,1)	REG	MSH(3,3)	T1(ind _{t,4})
2005:06	-0.2952	-0.0067	-0.0322	-0.0651	-0.0898
2005:07	0.2224	0.0871	0.0506	0.0569	0.0930
2005:08	0.0390	0.0080	0.0322	0.0491	0.0040
2005:09	0.1467	-0.0040	-0.0004	0.0230	0.1099
2005:10	-0.0729	-0.0479	-0.1396	-0.1764	-0.2077
2005:11	-0.1076	-0.0179	-0.0027	0.0307	-0.0405
2005:12	0.2106	0.0190	0.0340	0.0184	0.0513
2006:01	0.0636	-0.0477	-0.0387	0.0351	-0.0691
2006:02	-0.2176	-0.0602	-0.0039	-0.0402	-0.1215
2006:03	-0.0795	0.0164	-0.0824	0.0198	-0.1062
2006:04	0.3198	0.0401	0.0909	0.1047	0.1827
2006:05	-0.4633	-0.0632	-0.0473	-0.0303	-0.1164
2006:06	0.1307	0.0901	0.1078	0.0488	0.4309
EQM		0.0351	0.0345	0.0342	0.0282

GRÁFICO 1A
CORRELOGAMA DOS RESÍDUOS PADRONIZADOS DO AR(3)

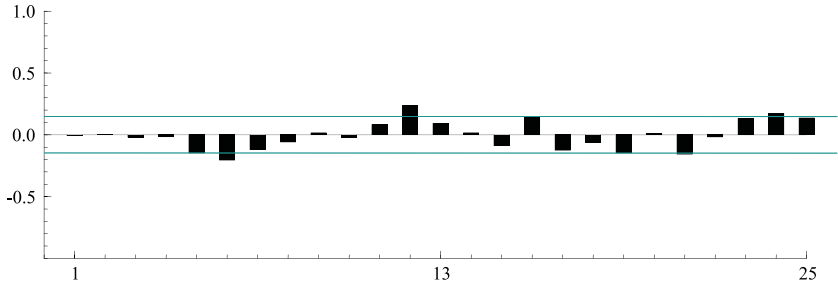


GRÁFICO 1B
CORRELOGAMA DOS RESÍDUOS PADRONIZADOS DO MS(2,3)

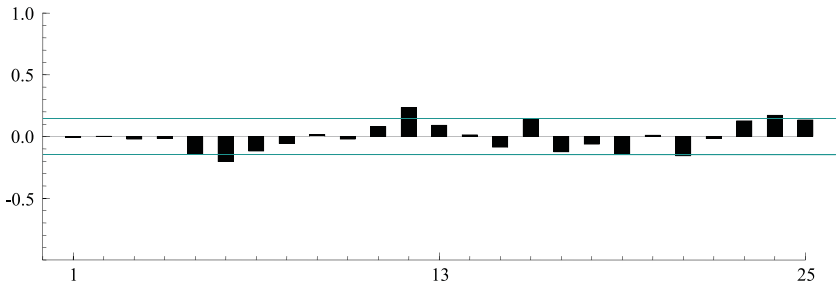


GRÁFICO 1C
CORRELOGAMA DOS RESÍDUOS PADRONIZADOS DO MS(3,3)

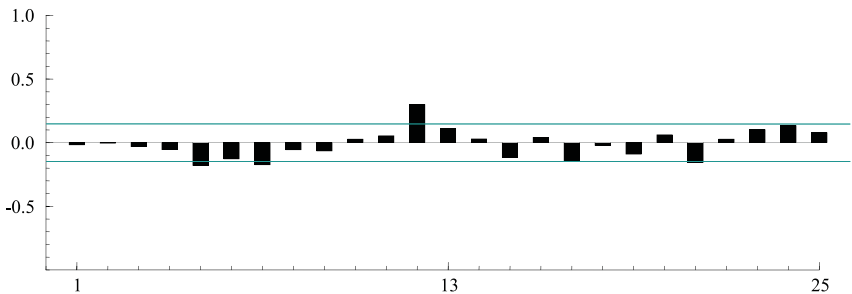


GRÁFICO 1D
CORRELOGAMA DOS RESÍDUOS PADRONIZADOS DO MSH(3,3)

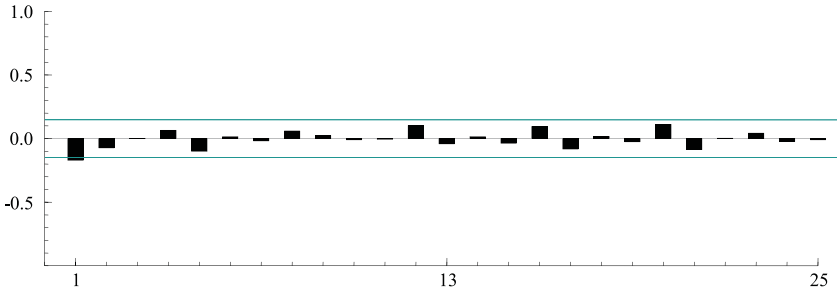


GRÁFICO 2
TAXA DE CRESCIMENTO DO ICMS E MÉDIA DA TAXA DE CRESCIMENTO DO ICMS

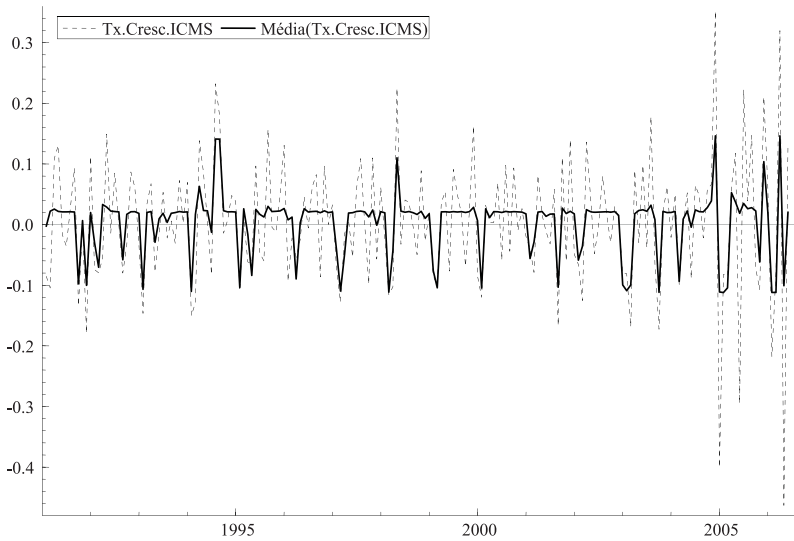


GRÁFICO 3A
VALORES REALIZADOS E PREVISTOS: ARMA X REG

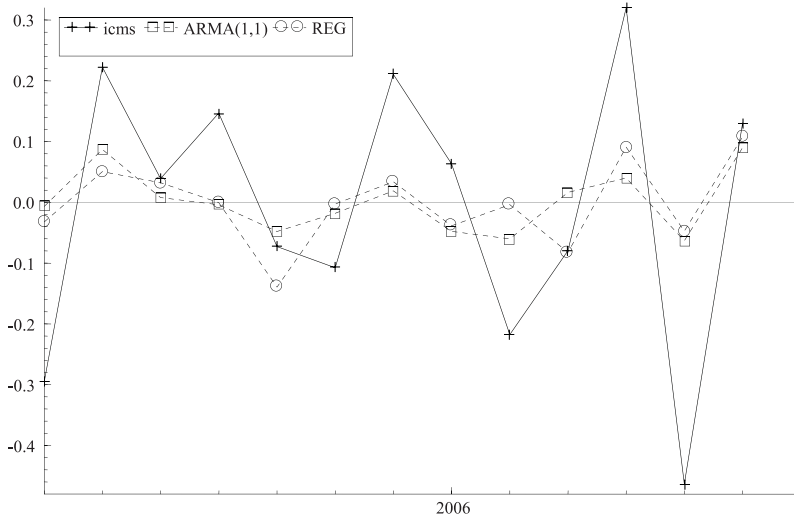
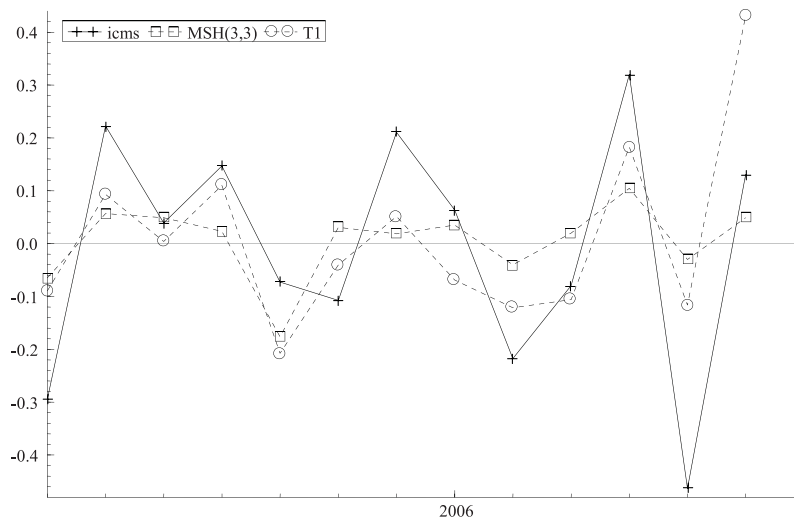


GRÁFICO 3B
VALORES REALIZADOS E PREVISTOS: MSH X T1



Um Modelo de Escolha Discreta para Avaliação de Desempenho em Concurso Público

Ivan Castelar¹

Alexandre Weber Aragão²

Roberto Tatiwa Ferreira³

Ilton Soares⁴

Resumo

Este trabalho teve como objetivo mensurar os fatores determinantes da aprovação em um concurso público. Tendo como amostra um concurso realizado para o Banco do Nordeste, onde concorreram 232.308 candidatos, e usando um modelo logit, as principais conclusões encontradas foram que renda, educação acima do nível exigido para o concurso, ser originário de região metropolitana e ter cursado escola básica privada, são fundamentais para aprovação. Os resultados reiteram, portanto, um ciclo vicioso de concentração de renda.

Palavras Chaves: Modelo Logit; Concurso Público; Mercado de Trabalho.

¹ DEA/UFC

² CAEN/UFC

³ CAEN/DEA/UFC

⁴ EPGE/FGV

Abstract

The main objective of this paper was to measure the effects of socio-economic characteristics on the chance of success in an aptitude test for admission in a public bank. Using a logit model, and a sample of 232,308 candidates, the main results of the model show that income, level and type of education and location of the candidate are the key factors influencing success in the test. The results, therefore, reiterate a vicious cycle of income concentration.

Key words: Logit Model; Aptitude Test; Job Market.

1. Introdução

A instituição do concurso público para provimento de cargos do aparelho do Estado Brasileiro tem-se constituído num forte atrator de recursos humanos desde meados do século passado. Assim, por este meio, uma elite egressa da classe média projetou-se na conformação da burocracia estatal brasileira.

A razão para esta atração pode ser explicada por alguns fatores. Um deles é o de que o setor público vem pagando salários melhores do que os praticados em níveis similares da iniciativa privada. Existem ainda, atrelados ao emprego público, benefícios indiretos tais como plano de saúde, duração das férias e licenças e previdência diferenciada. Outra explicação para esta atração pode ser o fato da alocação no setor público proporcionar um maior grau de segurança quanto à permanência no emprego.

O objetivo deste trabalho, por conseguinte, é o de investigar os fatores que levam determinadas pessoas a serem aprovadas em concursos públicos em detrimento de outras. Ou, dito de outra forma – indaga-se se existem fatores socioeconômicos que aumentam as chances de uma pessoa ter melhor desempenho no concurso. Mais especificamente investiga-se se renda, nível de educação acima do exigido pelo concurso e outros fatores socioeconômicos implicam em maiores chances de aprovação.

Para tanto, fez-se uso de um estudo de caso com base em dados de um concurso público para provimento de cargo administrativo de nível médio para o Banco do Nordeste do Brasil (BNB), realizado no ano de 2003.

Quanto ao caso estudado nesse trabalho, tem-se a particularidade de ter sido um concurso para uma instituição localizada em uma região de menor renda, quando comparada às regiões Sudeste e Sul do Brasil. Isto reforça ainda mais a necessidade de entender o que explica a aprovação de um candidato; pois, de forma patente, a região Nordeste se ressentia de ofertas de vagas de trabalho atrativas. Assim, se os candidatos provenientes de famílias de melhor situação financeira tiverem maiores chances de serem aprovados, poderá existir um círculo vicioso de concentração de renda, o qual é extremamente nocivo para uma região pobre. Na sequência do trabalho estas questões serão devidamente desenvolvidas seguindo a estrutura descrita abaixo.

Além desta introdução, na seção 2, expõe-se a metodologia adotada para buscar a constatação empírica dos determinantes da aprovação do candidato no concurso. Nesta metodologia discute-se, particularmente, um modelo microeconômico de escolha, as técnicas econométricas de estimação de modelos de escolha discreta, bem como a base de dados utilizada. Na seção 3 são apresentados os resultados empíricos obtidos e, finalmente, na última seção são apresentadas as considerações finais.

2. Metodologia

2.1. O Modelo Teórico

O modelo teórico utilizado neste trabalho segue aquele proposto por Fair (1978), o qual é bastante flexível para se adequar a diferentes tipos de escolha. Considerando um indivíduo que está estudando para obter aprovação em um concurso público, este agente econômico tem que alocar o seu tempo em três atividades diferentes; a saber, lazer (t_1), estudo (t_2) e trabalho (t_3). Definindo U como a utilidade total do indivíduo; tem-se que:

$$(1) U = U_1 + U_2$$

Onde,

$$(2) U_1 = f(t_1, X_1, E_1)$$

$$(3) U_2 = f(t_2, X_2, E_2)$$

A utilidade em U_1 é função do tempo gasto em lazer (t_1), das unidades de bens consumidas com essa escolha por lazer (X_1) e do vetor de outras variáveis

(E_1) . U_2 , por sua vez, depende do tempo gasto com estudo (t_2), dos bens consumidos com essa escolha (X_2) e do vetor de outras variáveis.

Sendo T o tempo disponível total do indivíduo; isto é, $T = t_1 + t_2 + t_3$; p o preço dos bens; W a taxa salarial e V a renda que independe do trabalho. A restrição orçamentária individual pode ser formulada como:

$$(4) W(T - t_1 - t_2) + V = p(X_1 + X_2)$$

Desta forma, o problema individual de maximização de utilidade sujeita à restrição orçamentária é dada pelo seguinte lagrangeano:

$$(5) L = U + \lambda [W(T - t_1 - t_2) + V - p(X_1 + X_2)]$$

As condições de primeira ordem desse problema de maximização são listadas abaixo. Ou seja:

$$(6a) \frac{\partial f}{\partial X_2} - \lambda p = 0$$

$$(6b) \frac{\partial g}{\partial t_2} - \lambda W$$

$$(6c) \frac{\partial f}{\partial X_2} - \lambda p = 0$$

$$(6d) \frac{\partial f}{\partial X_2} - \lambda p = 0$$

$$(6e) W(T - t_1 - t_2) + V - p(X_1 + X_2) = 0$$

Considerando que as primeiras derivadas de f e g são positivas, bem como as derivadas parciais cruzadas, e que as derivadas segundas de f e g são negativas; tem-se que:

$$(7) \frac{dt_2}{dV} > 0$$

Este resultado de estática comparativa mostra que um aumento na renda que independe do trabalho permite que o indivíduo trabalhe menos e aumente

o seu tempo dedicado ao estudo. Portanto, nestas condições, o indivíduo terá maior chance de ser aprovado no concurso público.

Outro resultado interessante para este estudo, relaciona-se aos efeitos de E_1 sobre t_2 ,

$$(8) \frac{dt_2}{dE_1} < 0$$

Desta forma, qualquer variável que tenha um efeito positivo na utilidade do lazer, U_1 , afeta negativamente a escolha por tempo de estudo, o que reduz as chances de aprovação do indivíduo.

Continuando a análise de estática comparativa, os seguintes efeitos apresentam ambiguidades em seus sinais,

$$(9) \frac{dt_2}{dp} ; \frac{dt_2}{dp} \text{ e } \frac{dt_2}{dE_2}$$

Em relação à $\frac{dt_2}{dE_2}$, espera-se que este efeito seja positivo, pois variáveis que afetam positivamente U_2 devem aumentar a escolha por t_2 .

No que se refere a base de dados utilizada neste estudo, o tempo dedicado ao lazer e ao trabalho são variáveis não observadas. Verifica-se apenas se o indivíduo passou ou não no concurso. Portanto, $Y=1$ quando o indivíduo é aprovado no concurso e $U_2 > U_1$ e $Y=0$, caso contrário. Considerando ainda que,

$$(10) U_1 = x' \beta_1 + \varepsilon_1$$

$$(11) U_2 = x' \beta_2 + \varepsilon_2$$

Tem-se que:

$$(12) \Pr ob[Y = 1 | x] = \Pr ob[U_2 > U_1 | x] = \Pr ob[\varepsilon_2 > x'(\beta_2 - \beta_1) + \varepsilon_1 | x]$$

Onde,

$$(13) \mathcal{E} = \varepsilon_2 - \varepsilon_1 \text{ e } \mathcal{E} = \varepsilon_2 - \varepsilon_1$$

2.2. Especificação do Modelo Econométrico

2.2.1. O Modelo de Regressão

Os resultados empíricos deste trabalho serão obtidos a partir da estimação do modelo logit. Neste modelo, a probabilidade de observar-se uma aprovação ($Y=1$), condicionada a um vetor de variáveis explicativas, possui uma distribuição logística, ou seja:

$$(14) \text{Pr ob}(Y = 1 | x) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}} = \Lambda(x'\beta)$$

Para encontrar os efeitos marginais de cada variável no modelo logit, usa-se a expressão abaixo,

$$(15) \frac{\partial E[y | x]}{\partial x} = \Lambda(\beta \cdot x)[1 - \Lambda(\beta \cdot x)]\beta$$

2.2.2. Estimação e Inferência em Modelos de Escolha Binária

A estimação do modelo logit baseia-se, usualmente, no método de máxima verossimilhança, onde cada observação é tratada como um único resultado de uma distribuição de *Bernoulli*.

Supondo que as observações são independentes e reescrevendo (12) como:

$$(16) \text{Pr ob}(Y = 1 | x) = \text{Pr ob}[\varepsilon < x'\beta | x] = F(x'\beta)$$

Então,

$$(17) \text{Pr ob}(Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \dots, Y_n = y_n) = \prod_{y_i=0} [1 - F(x_i'\beta)] \prod_{y_i=1} F(x_i'\beta)$$

Ou ainda,

$$(18) L = \prod_{i=1}^n [F(x_i'\beta)]^{y_i} [1 - F(x_i'\beta)]^{1-y_i}$$

Aplicando logaritmo em (20), obtém-se a função de verossimilhança logaritimizada, ou seja:

$$(19) \ln L = \sum_{i=1}^n [y_i \ln F(x_i'\beta) + (1 - y_i) \ln(1 - F(x_i'\beta))]$$

Greene (2003) apresenta os detalhes do processo de maximização da função de verossimilhança e, portanto, do procedimento de estimação dos

parâmetros do modelo. Há problemas em modelos de escolha binária semelhantes aos encontrados em modelos de regressões em geral. No entanto, estes problemas podem, em alguns casos, ter conseqüências mais graves com escolha discreta do que em modelos tradicionais.

Particularmente, existem quatro tipos de erros comuns na especificação destes modelos. O primeiro é o erro de especificação sobre a presença ou omissão de variáveis explicativas, no qual se inclui o problema da heterogeneidade não observada. O segundo tipo de erro é sobre a estrutura de variância da distúrbância, a qual, em princípio, pode ser heterocedástica. O terceiro tipo de erro é sobre a determinação simultânea das variáveis do modelo, ou seja, variáveis do lado direito da equação requerem equações adicionais para explicá-las. Finalmente, o quarto tipo de erro é sobre a especificação funcional; isto é, a função de probabilidade escolhida não é correta.

O problema de heterogeneidade não observada pode ser melhor ilustrado por uma regressão de dados em painel do tipo,

$$(20) Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + C_i + \varepsilon_{it}$$

Em equações de determinação de salário, por exemplo, X é um vetor de atributos do trabalhador e C_i é um efeito específico da unidade observacional, diferenciando-a das demais. C_i pode representar a habilidade individual de cada trabalhador. No entanto, se o vetor X contém variáveis de escolaridade é muito provável que C_i seja correlacionado com X , levando a estimativas inconsistentes dos parâmetros do modelo (Hsiao, 2003). Com dados em painel, esta questão é subjacente à escolha entre tratamento de efeitos fixos e tratamento de efeitos aleatórios.

No modelo a ser especificado mais adiante, onde o sucesso em um concurso é modelado como função de um vetor de atributos, incluindo variáveis de grau de instrução, não é possível observar a habilidade específica de cada candidato. Mesmo se fosse possível observá-la seria difícil mensurá-la, embora o Quociente de Inteligência (QI) seja uma boa *proxy* de habilidade.

Em modelos de dados em painel o teste de Hausman é a ferramenta mais usual para discriminar se a heterogeneidade é correlacionada com o vetor X . Com dados transversais é impossível trabalhar com uma modelagem de efeitos fixos se as diferenças individuais são correlacionadas com as demais variáveis independentes.

No entanto, como a heterogeneidade não observada enquadra-se no caso mais geral de erro de especificação, existe uma estratégia para testar a sua existência ou, mais importante, testar se a sua ocorrência é danosa para a estimação. White (1980), alerta que o seu teste de heterocedasticidade é também um teste para erro de especificação. Pois, se a matriz

$$(21) M = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2 X_i X_i'$$

não convergir em probabilidade para $\sigma^2.(X'X)$, tanto pode ser por causa da heterocedasticidade como pode ser pelo motivo de que variáveis omitidas do modelo, e embutidas no erro, tornem significativa a correlação com os valores de X. Portanto, um teste de White, caso se comprove a ausência de heterocedasticidade, poderá responder também se existe erro de especificação. Na prática, o teste consiste em postular uma variância do erro do tipo

$$(22) V(\varepsilon_i) = \exp(2Z_i'\gamma)$$

onde γ é uma vetor de parâmetros e Z é um subconjunto de X. O resultado do teste é a soma de quadrados explicada da regressão abaixo,

$$(23) \frac{Y_i - F(X_i'\beta)}{w_i} = \frac{f(X_i'\beta)}{w_i} X_i' b_1 + \frac{f(X_i'\beta)(X_i'\beta)}{w_i} Z_i' b_2 + V_i$$

onde em lugar de β usa-se o estimador de máxima verossimilhança e w_i é dado por

$$(24) w_i = ((1 - F(X_i'\beta))F(X_i'\beta))^{1/2}$$

Mostra-se que este teste é equivalente a um teste de multiplicador de Lagrange com distribuição assintótica dada por uma Ω_i com número de graus de liberdade igual ao número de elementos em α .

Um outro tipo de erro de especificação é a possibilidade de endogeneidade das variáveis do lado direito do modelo. No modelo, a ser definido posteriormente, renda do candidato, renda da família, nível educacional e mesmo estado civil podem ser simultaneamente determinados. A questão, no entanto, é inteiramente similar à da heterogeneidade negligenciada. Ou seja, o problema fundamental a ser observado é se os erros das equações auxiliares, determinantes destas variáveis, são correlacionadas ou não com o erro do modelo originalmente proposto (Sargan, 1975). Necessita-se, portanto, de um teste de exogeneidade como o teste de Rivers-Vuong (Wooldridge, 2002).

Infelizmente, para este teste precisa-se de instrumentos, os quais inexistem para este problema específico. No questionário-base apenas a variável tipo de lazer preferido foi excluída do modelo, e esta nem é apropriada nem suficiente para fazer as vezes de instrumento neste tipo de estimação.

Caso houvesse um número suficiente de instrumentos e fosse constatada a endogeneidade, o procedimento correto seria estimar o sistema por máxima verossimilhança completa. Para exemplificar, considera-se um modelo de escolha discreta.

$$(25) Y_1 = I(Z_1\delta_1 + \alpha_1 Y_2 + u_1 > 0)$$

onde I é a função indicador, e Y_2 é uma variável binária endógena descrita por

$$(26) Y_2 = I(Z\delta_2 + V_2 > 0)$$

$Z=[Z_1, Z_2]$ e u_1 e V_2 são correlacionadas. Neste caso, a distribuição conjunta de Y_1 e Y_2 , condicionada a Z , deve ser construída e a maximização desta função é equivalente à maximização da função de verossimilhança completa em modelos de equações simultâneas (Wooldridge, 2002). O raciocínio é análogo se existem mais variáveis endógenas na equação que descrevem o comportamento de Y_1 .

Na ausência de instrumentos para testar a endogeneidade não se pode estar plenamente confiante sobre a consistência dos estimadores. Resta, no entanto, uma argumentação razoável sobre a possível ausência de correlação entre os erros de um modelo de determinação simultânea das variáveis a serem tratadas mais adiante.

Existe a possibilidade de que a renda familiar, a renda do indivíduo, o grau de instrução e até mesmo o estado civil, sejam simultaneamente determinados. Contudo, é extremamente improvável que os erros das equações que determinam estas variáveis sejam correlacionados com o erro da equação determinante do sucesso no concurso público. A razão para isto é que cada variável citada acima é determinada em diferentes mercados, como as rendas; ou por diferentes mecanismos de formação, como grau de instrução e estado civil. Portanto, o que se presume, é que exista correlação entre estas variáveis, mas não a existência de vies de simultaneidade.

Um último tipo de erro de especificação é o do formato da escolha funcional. As formas funcionais mais populares para tratar variáveis dependen-

tes binárias são os modelos probit e logit. Embora estes modelos forneçam resultados muito similares, nem por isso deve-se negligenciar um teste sobre a escolha funcional, principalmente pelo motivo da amostra nesse problema apresentar um número de valores nulos de Y excessivamente grande com relação ao número de 1's. Discriminar entre estes dois formatos requer um teste de modelos não entrelaçados. Silva (2001) mostra que, sob condições adequadas de regularidade, hipóteses alternativas sobre forma funcional em modelos binários podem ser entrelaçadas em um modelo dado por:

$$(27) L_{\rho}(Y / X, \rho, \alpha, \beta, \gamma) = \frac{[(1-\alpha)L_1(Y / X, \beta)^{\rho} + \alpha L_2(Y / X, \gamma)^{\rho}]^{1/\rho}}{\int [(1-\alpha)L_1(Z / X, \beta)^{\rho} + \alpha L_2(Z / X, \gamma)^{\rho}]^{1/\rho} dZ}$$

onde L denota máxima verossimilhança. Para $\rho = 1$ a equação acima transforma-se em:

$$(28) L(Y / X, \alpha, \beta, \gamma) = (1-\alpha)L_1(Y / X, \beta) + \alpha L_2(Y / X, \gamma)$$

que é uma combinação linear convexa das formas funcionais alternativas e a decisão sobre a melhor hipótese recái sobre o valor de α .

Esta forma de entrelaçar é equivalente ao teste proposto por Davidson e Mackinnon (1993), ou seja:

$$(29) \begin{aligned} H_1 : E(Y_i / \Omega_i) &= F_1(X_{1i}\beta_1) \\ H_2 : E(Y_i / \Omega_i) &= F_2(X_{2i}\beta_2) \end{aligned}$$

onde Ω_i é o conjunto de informação.

A hipótese que entrelaça as duas alternativas é dada por:

$$(30) H_c : E(Y_i / \Omega_i) = (1-\alpha)F_1(X_{1i}\beta_1) + \alpha F_2(X_{2i}\beta_2)$$

Em termos de uma regressão artificial, supondo que os dois modelos possuem o mesmo conjunto de variáveis explicativas, diferindo apenas pela forma funcional, tem-se que o modelo a ser estimado é

$$(31) w_i^{-1/2}(Y_i - F_{1i}) = w_i^{-1/2}f_{1i}X_{ib} + \alpha(F_{2i} - F_{1i}) + V_i$$

E o resultado do teste novamente recái sobre o valor de α .

Este teste tanto é adequado para discriminar entre os modelos probit e logit, como para contrastar um destes modelos, representativo de distribuições simétricas, com um modelo da categoria assimétrica.

2.2.3. Características do Concurso e base de dados.

Para a seleção dos candidatos foi aplicado um exame no intuito de aferir, por meio de provas escritas, os conhecimentos e habilidades dos candidatos. O exame era não só classificatório, mas apresentava também caráter eliminatório; ou seja, não bastava o candidato estar entre os que obtiveram melhores notas dentre os que participaram; era exigido também um perfil mínimo de desempenho a ser cumprido. No concurso foram aplicadas quatro provas objetivas de Língua Portuguesa, Matemática, Conhecimentos Gerais e Conhecimentos Bancários.

Baseado nas características do concurso selecionou-se, então, um conjunto de variáveis que poderia explicar o desempenho dos candidatos. Descreve-se, na Tabela 1, este conjunto de variáveis binárias que comporá o vetor de variáveis independentes, com suas definições, e o sinal esperado de cada uma quanto aos seus efeitos marginais.

TABELA 1
ESPECIFICAÇÃO DAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS E SINAIS ESPERADOS

Variável	Notação	Especificação		Sinal Esperado
		1	0	
Grau de Escolaridade	EMED	Ensino Médio	Outros	-
	ESUPO	Superior Completo ou com Pós-graduação	Outros	+
Estado Civil	SOLT	Solteiro	Outros	+ ou -
Renda Mensal da Família	YFALT	Maior que 10 Salários Mínimos (SM)	Menor ou igual a 10 SM	+
Renda Pessoal Mensal	YPBAI	Menos ou igual a 2 SM	Maior que 2 SM	-
Escola em que Curso o Ensino Médio	PRIV	Todo em Escola Privada	Outros	+
Situação no Mercado de Trabalho	DEST	Estagiário ou Desempregado	Outros	+
Faixa Etária	IDBAI	De 18 a 22 anos	Acima de 22 anos	+
Local de Origem	RMETR	Oriundos de Regiões Metropolitanas	Outras	+

Nota: Elaboração dos autores.

Observa-se que existem quatro categorias para classificar o grau de instrução de cada candidato; a saber, ensino médio, universitário incompleto, universitário completo e pós-graduação. Portanto, quando a variável EMED assume o valor um, ela exclui todas as outras três categorias. Já quando a variável ESUPO assume o valor um, ela exclui duas categorias - ensino médio e superior incompleto.

O efeito marginal do estado civil é, a princípio, ambíguo. Ao mesmo tempo em que um indivíduo casado tem o seu tempo de estudo limitado por obrigações domésticas, inexistentes para um indivíduo solteiro, ele deve encontrar maior motivação para ser aprovado no concurso e assim melhorar a sua situação familiar. O raciocínio inverso deve ser verdadeiro para um indivíduo sem vínculos conjugais.

3. Resultados Empíricos

Inicialmente escolheu-se um modelo de escolha binária logit, cujo método de estimação utilizado foi o de Máxima Verossimilhança. O algoritmo de maximização precisou de 10 interações para convergir e o valor da razão de verossimilhança, para testar a restrição de que todos os regressores são iguais a zero, é apresentado na Tabela 2. O ponto crítico para uma qui-quadrado com 9 graus de liberdade, dado um nível de significância de 5%, é de 16,91. O valor de $-2\ln(\lambda) = 453,30$ aponta, portanto, para a rejeição da hipótese nula.

Os resultados da tabela 2 apresentam ainda duas medidas de ajustamento. Uma é o R^2 de McFadden, o qual é extremamente baixo. A outra medida é o percentual de valores corretamente preditos, o qual fornece o percentual corretamente predito de 1's, quando a probabilidade é maior do que um certo valor crítico; e de zeros, quando a probabilidade é menor do que este valor.

Usualmente este valor crítico é estabelecido como 0.5. No entanto, neste problema específico, como a proporção de zeros é substancialmente maior do que os valores de 1's, usou-se a probabilidade empírica de passar no concurso; ou seja, 0.00266. Assim, a proporção de valores corretamente preditos para $Y=1$ é de 61.26% e a proporção de valores corretamente preditos para $Y=0$ é de 74.27%. Tais resultados levam a um valor ponderado de predições corretas de 61.29%. No entanto, é razoável ter-se em mente que medidas de ajustamento em modelos de escolha binária não são importantes nem do ponto de

vista estatístico nem do ponto de vista econômico para avaliar a significância das variáveis explicativas (Wooldridge, 2002). O teste da razão de máxima verossimilhança e os testes individuais de significância é tudo que se precisa para avaliar o modelo.

A razão entre o coeficiente estimado e o erro padrão representa uma estatística distribuída assintoticamente como uma normal padrão. Esses valores são utilizados para a realização do teste de hipótese sobre a significância estatística de cada um dos parâmetros estimados. Como se pode observar nas estatísticas de teste, somente a variável referente ao estado civil (SOLT) não se mostrou significativa, ao nível de 5%.

TABELA 2
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT

Variável	Coefficiente Estimado	Erro padrão	Estatística z	p-valor
C	-6,353	0,132	-47,98	0,0000
EMED	-1,320	0,118	-11,17	0,0000
ESUPO	0,289	0,100	2,88	0,0039
SOLT	0,004	0,109	0,03	0,9696
YFALT	0,545	0,098	5,54	0,0000
YPBAI	-0,182	0,082	-2,21	0,0266
PRIV	0,250	0,088	2,84	0,0045
DEST	0,319	0,087	3,67	0,0002
IDBAI	0,325	0,108	3,00	0,0026
RMETR	0,503	0,088	5,69	0,0000
Média de Variável Dependente	0,002660	Critério de Informação de Akaike		0,034995
S.D. da Variável Dependente	0,051509	Critério de Schwarz		0,035441
Erro Padrão da Regressão	0,051451	Critério de Hannan-Quinn		0,035126
Soma do Quadrado dos Resíduos	614,9497	R ² McFadden		0,052937
Log-verossimilhança				-4.054,8530
Log-verossimilhança restrita				-4.281,5040
Estatística de Razão de verossimilhança [ln(λ)] - 9 graus de liberdade				4,533,016
p-valor de λ				0,0000
Obs. com y=0	231.69	Total de Observações		232.308
Obs. com y=1	618			

Nota: Elaboração dos autores.

Por se tratar de uma regressão não-linear os coeficientes apresentados na Tabela 2 não representam os efeitos marginais. O efeito marginal de cada variável independente para a distribuição logística pode ser obtido através da equação (15).

O produto $x'\beta$ representa o vetor de coeficientes multiplicado por um vetor que contenha valores para as variáveis independentes. É óbvio que o efeito marginal varia de acordo com os valores atribuídos às variáveis contidas em X. Assim, usou-se os valores médios das variáveis explicativas para efetuar os cálculos dos efeitos marginais, os quais são apresentados na Tabela 3.

TABELA 3
EFEITOS MARGINAIS SOBRE A CHANCE DE SER APROVADO
NO CONCURSO

Variável		Coficiente Estimado (B)	Valor Médio (X)	(B) x (X)	Efeito Marginal
Intercepto	C	-63,538	-0,0013	0,00829	
Ensino Médio	EMED	-13,209	0,4815	-0,63599	-3,9%
Nível Superior Completo ou com Pós-Graduação	ESUPO	0,2897	0,1536	0,04450	0,8%
Estado Civil - Solteiro	SOLT	0,0042	0,7259	0,00303	0,0%
Renda Familiar Superior a 10 Salários Mínimos	YFALT	0,5459	0,1012	0,05525	1,6%
Renda Individual abaixo de 2 Salários Mínimos	YPBAI	0,1829	0,6382	-0,11672	-0,5%
Toda em Escola Privada	PRIV	0,2503	0,3156	0,07901	0,7%
Estagiário ou Desempregado	DEST	0,3199	0,4914	0,15717	0,9%
Oriundos de Regiões Metropolitanas	RMETR	0,5034	0,4377	0,22034	1,5%
Idade de 18 a 22	IDBAI	0,3259	0,6636	0,21624	1,0%

Nota: Elaboração dos autores.

O dado relevante quanto à magnitude dos efeitos marginais é que, das variáveis explicativas utilizadas no modelo, a condição do candidato ter o grau de escolaridade exigido pelo concurso foi a que apresentou maior impacto (negativo) na chance de ser aprovado.

Outra medida interessante que pode ser extraída da estimação do modelo é a do risco relativo, o qual mede as razões das probabilidades de sucesso condicionadas a uma série específica de atributos (King e Zeng, 2001). Assim, calculou-se a razão de probabilidades entre um indivíduo típico e um indivíduo atípico passarem no concurso. Isto corresponde, grosso modo, à razão entre probabilidades de um indivíduo rico e um indivíduo pobre passarem no concurso. A razão calculada foi de 41,14, o que significa que um indivíduo de boa situação financeira, jovem, universitário, oriundo de região metropolitana e que cursou escola básica privada, tem 41 vezes mais chance de passar no concurso do que um indivíduo que não tem estes atributos.

Para avaliar problemas de especificação do modelo dois tipos de teste foram realizados. O primeiro foi o teste de heterocedasticidade, como descrito na metodologia. Vale lembrar que este teste foi usado não apenas como um detector de heterocedasticidade, mas teve como objetivo central investigar um possível erro de especificação para o caso de heterogeneidade não observada. Como a suspeita sobre o erro de especificação recaí sobre a possível ausência de uma medida de habilidade para cada candidato na equação, optou-se por definir o vetor Z na variância do erro como constituído apenas das variáveis de instrução.

O resultado deste teste, baseado na regressão auxiliar, mostra que o valor calculado para o teste de Lagrange é $LM=0,623415$. Já o valor crítico da distribuição qui-quadrado, a um nível de significância de 5% e com dois graus de liberdade é de 5,99. Portanto, aceita-se a hipótese nula de homocedasticidade, o que aqui significa além da rejeição de heterocedasticidade, a comprovação da ausência de erro de especificação. Este resultado pode parecer surpreendente à primeira vista; no entanto, é em essência o mesmo encontrado por Griliches e Mason (1972), os quais não encontraram vestígios de correlação entre habilidade e escolaridade.

O segundo teste referente a erro de especificação foi o da forma funcional, também descrito na metodologia. Apesar da argumentação de alguns autores (Train (2003), por exemplo) de que os modelos probit e logit são empiricamente indistinguíveis, existem situações em que eles podem divergir, requerendo nestes casos um teste formal de escolha.

Portanto, realizou-se um teste para discriminar entre os modelos logit e probit. Assim, o modelo probit foi estimado e como o valor do coeficiente da

variável $Z = F_{2i} - F_{1i}$ mostrou-se estatisticamente insignificante, optou-se pelo modelo logit.

Optar pelo modelo logit, tendo como alternativa o modelo probit, não leva à conclusão de que o modelo logit é o mais apropriado. Realizou-se então o teste tendo como hipótese alternativa uma distribuição gompit, representativa da classe assimétrica.

O modelo de regressão usando a distribuição gompit é definido como:

$$(32) P(Y = 1/X) = \exp(-\exp(-x' \beta))$$

O resultado do teste para discriminar entre o logit e o gompit indica que o coeficiente estimado de Z é estatisticamente insignificante ao nível usual de 5%. Portanto, pode-se ter uma razoável confiança de que o modelo escolhido foi bem especificado.

4. Conclusões

Após a especificação de um modelo econométrico do tipo logit, onde o sucesso no concurso é definido como função de um conjunto de variáveis explicativas constituído por renda familiar e pessoal, grau de instrução, tipo de escola frequentada, estado civil, região onde habita, situação atual no mercado de trabalho e idade, constatou-se, após a estimação do modelo, que renda, escolaridade acima do ensino médio, ser oriundo de região metropolitana e estar em baixa faixa de idade contribuem positivamente para aumentar a probabilidade de passar no concurso. Por outro lado, ser detentor apenas de escolaridade de ensino médio contribui negativamente para aprovação no concurso; e o coeficiente dessa variável representa o maior efeito marginal em termos absolutos, o que dramatiza a situação dos candidatos de baixa escolaridade.

Delineia-se assim um perfil de um candidato jovem, pertencente a uma classe média de renda relativamente elevada e que teve acesso à instrução e a meios culturais de qualidade como elementos típicos de quem obteve sucesso no concurso. Este indivíduo, pela medida de risco relativo, tem 41 vezes mais chance de passar no concurso do que um indivíduo sem estes atributos. Reitera-se, então, o círculo vicioso de concentração de renda, onde candidatos provenientes de famílias de melhor estrutura financeira e maiores informações culturais têm maiores chances de aprovação e acesso a postos de trabalho

com remuneração média mais alta. Aliás, é relevante frisar que uma análise qualitativa dos resultados do ENEM para 2003 mostra conclusões inteiramente similares às obtidas neste trabalho (Veloso, 2004).

Em termos de políticas públicas que contrabalançam estes efeitos perversos nota-se que todos os determinantes do modelo apontam, em última instância, para a necessidade de uma base educacional e cultural de qualidade. O ensino de nível médio parece ser um gargalo no processo de disseminação desse importante condicionante. Entende-se que o ensino médio público pode ocupar lugar estratégico quanto à criação de condições mais igualitárias na preparação e no desempenho em concursos. É no âmbito do ensino médio que residem os elementos que, se não suprem todas as carências dos candidatos menos afortunados, podem atenuar a falta de condição no âmbito familiar, ou a deficiência estrutural de uma região pobre. Portanto, identifica-se o ensino médio público como um locus de ação e políticas que atuem para reduzir as desigualdades de condições iniciais de cada candidato.

Por outro lado, preencher postos de trabalho que requerem apenas uma educação de nível médio com detentores de título universitário, e até mesmo com pós-graduação, aponta para uma má alocação dos recursos públicos conjugada a uma deficiência estrutural do mercado de trabalho regional.

Referências Bibliográficas

BORG M.O. e STRANAHAN H.A. Personality type and student performance in upper-level economics courses: the importance of race and gender. **Journal of Economic Education**, v. 33, n. 1, pp. 3-15, 2002.

BRASIL, República Federativa ENEM 2003: **Relatório Final**. DACC/MEC. Brasília, 2004.

BRASFIELD D. W., HARRISON D. E. e McCOY J. P. The impact of high school economics on college principles. **Journal of Economic Education**, v. 28, n. 4, pp. 369-377, 1993.

BURNET, N. Gender economics courses in liberal arts colleges. **Journal of Economic Education**, v. 24, n 2, pp. 99-111, 1997.

DAVIDSON, R. e MACKINNON. **Estimation and inference in econometrics**. Oxford University Press. New. York, 1993.

FAIR, R.C. A theory of extramarital affairs. **Journal of Political Economy**, v. 86, pp. 45-61, 1978.

GREENE, W.H. **Econometric analysis**. Prentice Hall, New Jersey, 1993.

GREENE, W.H. Gender economics courses in liberal arts colleges: further results. **Journal of Economic Education**, v. 29, n. 4, pp. 291-300, 1998.

GRILICHES, Z. e MASON, W. M. Education, income and ability. **Journal of Political Economy**, v. 80, n.3, part 2, 1972.

HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. Cambridge University Press. Cambridge, 2003.

KING, G. e ZENG, L. Logistic regression in rare events data. **Political Analysis**, v. 9, n.2, pp 137-163, 2001.

SILVA, A. S. S. A Score test for non-nested hypothesis with applications to discrete data model. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, pp. 577-97, 2001.

SARGAN, D. A Comment. In: G. A Renton (Ed.). **Modelling the economy**, 1975.

SPECTOR L.C. e MAZZEO M.A. **Probit analysis and economic education**. **Journal of Economic Education**, v. 79, n.2, pp. 37-44, 1980.

TRAIN, K. **Discrete choice methods with simulation**. Cambridge University Press, 2003.

VELOSO, A.W.A. **Determinantes de desempenho em concursos públicos: um estudo de caso. Dissertação de Mestrado**. CAEN/UFC, 2004

WHITE, H. A Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimation and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, n. 4, pp. 817-38, 1980.

WOOD, W. C. e DOYLE, J. M. Economic literacy among corporate employees. **Journal of Economic Education**, v. 33, n. 3, pp. 195-205, 2002.

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

Desigualdade de Renda no Ceará: uma Análise a partir do Emprego Formal¹

Warley Rogério Fulgêncio Soares²

Resumo

O principal objetivo deste trabalho é analisar a desigualdade de renda a partir do emprego formal através das informações sobre as rendas individuais dos trabalhadores registrados na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) fornecida pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) para os anos de 1999 a 2005 para o Estado do Ceará. A utilização dessa base de dados inova em relação aos outros estudos sobre o tema. Para tanto, utilizam-se três índices de desigualdade de renda amplamente difundidos, são eles: o índice de Gini, o índice de Theil-T e ainda o índice de desigualdade Theil-L. O principal resultado apontado pelo trabalho é que houve uma sensível re-

¹ O autor agradece a Lucivaldo Silva do Ministério do Trabalho e Emprego MTE que viabilizou o fornecimento dos dados sobre as rendas individuais dos trabalhadores registrados na RAIS, o que possibilitou os cálculos dos diversos índices de desigualdade de renda, os quais não são possíveis de serem realizados utilizando os dados convencionais dos CD-ROOMS-RAIS.

² Mestrando em Economia CME-UFBA
Economista da Empresa Brasileira de Correios e Telégrafos – Diretoria Regional da Bahia.
Ex-Técnico da Fapesb (Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado da Bahia)

dução na desigualdade de renda, tanto no Ceará, como no Nordeste e Brasil, mas ainda há uma longa trajetória pela frente.

Palavras Chave: Desigualdade de Renda; Índice de Gini, Índice de Theil-T; Índice de Theil-L; Emprego Formal.

Abstract

The main objective of this work is to analyze income inequality among formal jobs taking into account information about the individual income of each registered worker in the Annual Relation of Social Information (ARSI) published by the Ministry of Labor and Employment (MLE) the years of 1999 the 2005 the State of Ceará, Brazil. The use of this database innovates in relation to the other studies on the subject. Three Widely Known income inequality indexes were applied: the Gini index, the Theil-T index and the Theil-L inequality index. The main result demonstrate that an it had a sensible reduction in the income inequality, as much of the State of Ceará, as north-eastern and Brazil, but still it has a long trajectory for the front.

Keywords: : Inequality of Income; Gini Index ; Theil-T Index; Theil-L Index; Formal Job.

Introdução

A desigualdade de renda é um tema recorrente na literatura econômica. Sem embargo, o Brasil figura entre aqueles países que possuem os piores índices de desigualdade de renda do mundo. Desde o clássico trabalho de Langoni (1973), diversos estudiosos têm tentado verificar as causas da desigualdade de renda no país.

Estudos recentes têm apontado que, além da educação, já observada por Langoni, outros fatores têm um peso significativo na desigualdade de renda persistente e aguda ainda hoje verificada. O fator gênero aparece com frequência como um dos determinantes, assim como a raça, ou a região geográfica na qual o empregado está inserido.

A grande maioria dos estudos utiliza como fonte de dados nas análises realizadas os dados oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicí-

lio (PNAD), os Censos Demográficos ou as Pesquisas de Emprego e Desemprego (PED) realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entretanto, poucos tratam da desigualdade de renda com os dados a partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) disponibilizadas pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). É mais comum a utilização destes dados na análise da dinâmica do estoque de emprego, mas não sobre as informações de renda dele derivadas.

O principal objetivo deste trabalho é traçar um panorama da desigualdade de renda no Nordeste e Estado do Ceará em particular, a partir de dados sobre a renda do emprego formal. Para tanto, são utilizadas as informações sobre as rendas individuais dos trabalhadores registrados na RAIS para os anos de 1999-2005. Esta base de dados inova em relação a outros estudos já realizados, que comumente utilizam dados da PNAD em suas análises, como exemplo pode-se citar Barreto et.al. (2007) e Silva e Loureiro (2007), entre outros. Obviamente que os resultados encontrados restringem-se à parte do mercado de trabalho formal que é captado por esta fonte.

Para mensurar o nível de desigualdade de renda, utiliza-se três índices amplamente difundidos, são eles: o índice de Gini, o índice de Theil-T e ainda, o índice de desigualdade Theil-L. Os resultados obtidos demonstram uma sensível redução na desigualdade de renda tanto no Estado do Ceará como no Nordeste e para o país como um todo; entretanto, há ainda um longo caminho a ser percorrido.

Estudos Empíricos sobre a Desigualdade de Renda

Desde o clássico trabalho de Langoni (1973), o estudo da desigualdade de renda no Brasil tem encontrado ressonância na agenda de pesquisa econômica. Sem embargo, o país figura entre os mais desiguais em termos de pobreza e distribuição de renda no mundo. Este autor chegou ao resultado principal concluindo que a desigualdade de renda é gerada dentro do mercado de trabalho, sendo o fator determinante a grande heterogeneidade nos níveis educacionais dos trabalhadores brasileiros. De um lado havia uma grande demanda por mão-de-obra em contraste com a limitada oferta qualificada da mesma. Esse hiato era proveniente do crescimento econômico experimentado

pelo país durante o final dos anos 60 e início dos anos 70 no auge do chamado milagre econômico brasileiro.

No trabalho de Barros e Mendonça (1995) é demonstrado como a desigualdade de renda no Brasil é latente. Segundo estes autores, os indivíduos que compõem o estrato dos 10% mais ricos da população chegam a receber cerca de 30 vezes mais que os indivíduos pertencentes aos 40% mais pobres, enquanto que para o mundo a média é de cerca de 10 vezes e na Argentina, por exemplo, a diferença entre estes dois estratos é exatamente de 10. Ou seja, mesmo comparando o Brasil a países que possuem níveis de renda *per capita* similar ou mesmo abaixo da brasileira, estamos em posição bastante desfavorável em termos de distribuição de renda. Um dos principais resultados encontrados pelos autores está no poder explicativo do nível de escolaridade no diferencial de renda dos trabalhadores brasileiros.

Antigo, Machado e Oliveira (2006), utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) e a partir do modelo econométrico de regressão quantílica, compararam o diferencial de rendimentos entre o setor formal e informal do mercado de trabalho no Brasil. Constataram que as variáveis educação, idade e experiência são fatores determinantes para explicar o diferencial de rendimentos dos trabalhadores destes dois setores.

Analisando o diferencial de rendimentos por raça e gênero no mercado de trabalho em regiões geográficas selecionadas, Nogueira e Marinho (2006) evidenciam discriminação no mercado de trabalho no país quando os indivíduos igualmente produtivos e do mesmo setor de atividade recebem remunerações distintas devido ao grupo, classe ou categoria nos quais estão inseridos. Os principais resultados são que existe discriminação contra mulheres e negros no mercado de trabalho nas regiões Sudeste e Nordeste do país, principalmente para o sexo feminino.

Para a região metropolitana de Belo Horizonte, Guimarães (2004) conclui a alta correlação entre o aumento do grau de instrução e a renda auferida entre os trabalhadores, além de ser a principal variável explicativa para a desigualdade total de renda entre os ocupados. Além disso, os trabalhadores do setor público atingem rendas mais elevadas e os trabalhadores domésticos as menores rendas. A partir da análise de regressão, a variável gênero apontou um valor significativo na diferença de renda e o grau de instrução um poder explicativo acentuado no diferencial de rendimento médio auferido.

Utilizando análise de *coorte* para investigar os diferenciais de rendimento por sexo no Brasil, Leme e Wajnman (2000) evidenciam a discriminação contra as mulheres no diferencial salarial, principalmente para as trabalhadoras não pertencentes à região Sudeste e nos setores não pertencentes à atividade agrícola.

A partir de dados da PNAD, Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti (2000) analisam os diferenciais de salários no Brasil para as décadas de 80 e 90. A principal conclusão dos autores é que a educação é ainda o principal componente na desigualdade de renda dos trabalhadores brasileiros permanecendo constante para as duas décadas em análise.

Estudos recentes têm apontado uma significativa queda na desigualdade de renda no país neste último decênio, principalmente nos últimos cinco anos. Partindo de dados da PNAD, Neri (2007) constata redução significativa no índice de Gini, tanto para os anos iniciais do Plano Real, mas, sobretudo, para anos recentes, em parte resultante de programas governamentais de transferência de renda, como também as transformações no mercado de trabalho, principalmente a redução nos diferenciais de rendimentos induzidos pela melhora nos níveis educacionais dos trabalhadores que contribuiu sobremaneira para a recente queda na desigualdade de renda brasileira, Barros et. al. (2007).

Outros trabalhos apontam para a questão, ainda pouco conclusiva, da convergência entre as rendas *per capita* no Brasil. Azzoni (1994), Ferreira (1996 a, 1996 b, 1996 c), Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Elery jr. (1996), Monteiro Neto (1997), Souza (1993), afirmam haver uma relativa convergência para algumas regiões brasileiras, com maior ou menor intensidade, mas que há aquelas menos dinâmicas, as quais, ao permanecerem as condições atuais demorarão um tempo muito grande para que consigam atingir padrões mínimos de renda *per capita*.

Há uma abrangente literatura internacional que trata também deste assunto, apresentando indícios muito fortes de que há na verdade clubes de convergência, e que, relacionando-se produtividade, educação, tecnologia, dentre outros fatores, há, portanto, padrões e velocidades diferenciadas de convergência. Dentre alguns desses trabalhos, citam-se os de Barro (1991), Barro e Sala-i-Martin (1991), Barro et. al. (1992), Baumol (1996), Bertola (1993), Blanchard e Quah (1989), Lucas (1988, 1990), Romer (1989, 1990) e Solow (1956).

De uma forma geral, pode-se constatar a partir dos estudos empíricos citados acima (vale ressaltar que predominam nos estudos as bases de dados PNAD e/ou PED), que um dos principais componentes da desigualdade de rendimentos no trabalho para a economia brasileira é o grau de instrução da mão-de-obra empregada. Apesar de diferentes bases de dados utilizadas e modelos econométricos para estimação de equações de renda, há certa convergência nos resultados encontrados. Ressalta-se ainda, a importância da discriminação racial e de gênero no diferencial de rendimentos dos trabalhadores brasileiros apontados por alguns estudos.

Fonte de Dados

A fonte de dados utilizada para este estudo é a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Apesar das limitações impostas por esta base de dados, pois a mesma capta apenas a dinâmica do emprego formal, é bastante satisfatório os níveis de desagregação e abrangência disponíveis. As variáveis escolhidas foram as seguintes:

- a) Estoque de Emprego: entenda-se número de trabalhadores registrados como empregados pelas empresas no dia 31 de dezembro de cada ano;
- b) Renda Individual: é o valor do salário nominal recebido pelo trabalhador, informado por seu empregador no momento do preenchimento da RAIS;
- c) Região Geográfica: estados do Nordeste e Brasil³.

Índices de Desigualdades

O Índice de Desigualdade de Gini

Uma das medidas clássicas de desigualdade de renda mais utilizada é o índice de Gini, sendo este uma maneira apropriada e concisa de calcular o grau relativo de desigualdade com base na curva de Lorenz ⁴.

Conforme Hoffman (1998), o índice de Gini pode ser calculado com base na fórmula abaixo:

³ A RAIS contém dados sobre nível de escolaridade, gênero, faixa etária, entre outros.

⁴ Ver Hoffaman (1998).

$$G = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\phi_i + \phi_{1-i}) \quad (1)$$

Onde G é o índice de Gini, n é o tamanho da amostra e ϕ é a razão da renda individual pela renda total da distribuição. O índice de Gini varia de zero (quando há perfeita igualdade na distribuição de renda) até um (quando há perfeita desigualdade na distribuição de renda).

O Índice de Desigualdade de Theil-T

A segunda medida de desigualdade utilizada neste trabalho é o índice Theil-T ou índice de entropia de Theil. Ele pode ser definido como:

$$T = \sum_{h=1}^k \left(\frac{x_i}{X} \right) \ln \frac{\frac{x_i}{X}}{\frac{1}{n}} \quad (2)$$

Seja x_i a renda da i-ésima pessoa, com $i= 1, \dots, n$ e seja X a renda média. Esta medida varia de zero (perfeita igualdade) ao Ln de n (completa desigualdade), também é denominada de redundância da distribuição de renda, por analogia com a medida correspondente na teoria da informação (HOFFMANN, 1998, p. 106).

O Índice de Desigualdade de Theil-L

O índice de desigualdade de Theil-L possui, segundo a Fundação João Pinheiro (1998, p.2), as seguintes propriedades desejáveis:

a) ser insensível à mudanças de escala ou transferência proporcionais: se por exemplo, todas as rendas forem duplicadas, o indicador não deve alterar, ou seja, ele deve ser independente;

b) ser insensível à mudanças no tamanho da população, isto é, permanecer inalterado se o número de pessoas em cada nível de renda se alterar pela mesma proporção;

c) satisfazer a condição de Dalton-Pigou, qual seja, ao se transferir renda de um rico para um pobre (considerando a regra do anonimato) o indicador deverá acusar queda na desigualdade, e vice-versa;

d) apresentar sensibilidade maior a transferências entre pessoas na parte inferior da distribuição (mais pobres) do que entre aquelas situadas na parte superior, propriedade de ser ‘*transfer sensitive*’ de Shorrocks-Foster;

e) ser aditivamente decomponível, de forma que o indicador possa ser expresso como a soma de dois (ou mais) termos: desigualdade entre grupos/regiões e desigualdade dentro dos grupos/regiões.

Seja x_i a renda da i -ésima pessoa em uma população com n pessoas. Vamos admitir que as rendas estão ordenadas de maneira que:

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_h \leq \dots \leq x_n$$

O Theil-L em função das rendas individuais como medida de desigualdade, segue a seguinte fórmula de cálculo (HOFFMANN, 1998, p. 107):

$$L = -\frac{1}{n} \sum \ln \frac{x_i}{\mu} = \ln \mu - \frac{1}{n} \sum \ln x_i \quad (3)$$

onde μ é a renda média. Variando de zero (perfeita igualdade) ao $\ln n$ (completa desigualdade).

Análise da desigualdade de renda

As tabelas 01 e 02 abaixo apresentam a evolução do emprego formal para o período 1999-2005, assim como a trajetória dos salários reais, corridos pelo IPCA de agosto de 2007. O aumento do emprego formal foi significativo para todos os estados da Região Nordeste, com destaque para o Rio Grande do Norte, Maranhão, Alagoas e Bahia com aumento de 51,47%; 46,79%; 44,84% e 44,05% respectivamente, superior ao Nordeste e Brasil. Para o Estado do Ceará em particular, o aumento do emprego foi de 37,95%; menor que o para a região Nordeste 38,90%, mas acima da taxa de crescimento do país que foi de aproximadamente 33%.

Se por um lado o crescimento do emprego formal para o período em análise foi auspicioso, principalmente para os estados nordestinos, o mesmo não se pode dizer sobre o aumento real da renda média. Sem embargo, para o intervalo de 1999-2005 houve queda de 1,13% na renda média dos trabalhadores com emprego formal no país. Para o Nordeste, verifica-se um pequeno crescimento de 2,05% e para o Estado do Ceará de apenas 0,19%, ou seja, apesar do

aumento do emprego, a renda média não acompanhou este crescimento sugerindo que os salários pagos aos novos trabalhadores não foram superiores aos rendimentos dos empregados que compunham a mão-de-obra já existente.

TABELA 01
EVOLUÇÃO DO EMPREGO FORMAL NORDESTE E BRASIL 1999-2005

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Δ%
CE	667.032	691.093	719.657	793.312	825.062	860.435	920.161	37,95
MA	272.606	284.793	300.781	329.935	348.761	370.370	400.154	46,79
PI	201.568	205.729	208.818	236.945	247.106	263.183	279.198	38,51
AL	253.468	272.183	284.471	311.780	315.691	346.503	367.116	44,84
BA	1.108.605	1.177.343	1.197.249	1.309.717	1.379.609	1.458.315	1.596.990	44,05
PB	330.392	339.135	356.133	375.537	383.867	396.150	420.835	27,37
PE	854.879	883.032	886.958	943.895	962.176	1.022.609	1.095.551	28,15
RN	297.616	315.488	335.173	318.971	388.007	421.109	450.797	51,47
SE	195.586	206.054	216.302	239.305	245.111	256.056	277.788	42,03
NE	4.181.752	4.374.850	4.505.542	4.859.397	5.095.390	5.394.730	5.808.590	38,90
BR	24.993.265	26.228.629	26.966.897	28.683.913	29.544.927	31.407.576	33.238.617	32,99

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS

TABELA 02
EVOLUÇÃO DA RENDA MÉDIA REAL, NORDESTE E BRASIL 1999-2005

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Δ%
CE	790,18	802,99	795,53	781,60	758,87	771,29	791,70	0,19
MA	810,10	810,76	825,52	797,30	826,49	887,81	809,08	-0,13
PI	760,83	759,15	756,17	725,67	751,28	796,68	792,74	4,19
AL	799,83	770,93	787,07	738,73	710,95	747,57	787,63	-1,53
BA	890,29	925,86	908,04	856,15	869,95	878,10	924,61	3,85
PB	763,16	767,76	756,16	722,48	756,23	761,71	769,94	0,89
PE	874,59	919,30	880,25	860,48	825,82	822,30	853,42	-2,42
RN	765,68	751,36	764,92	753,78	771,38	810,58	825,25	7,78
SE	871,78	871,05	875,47	877,91	846,71	918,73	963,37	10,51
NE	827,96	851,05	833,30	808,18	808,85	828,33	844,91	2,05
BR	1.172,34	1.172,45	1.177,22	1.143,34	1.063,17	1.127,98	1.159,14	-1,13

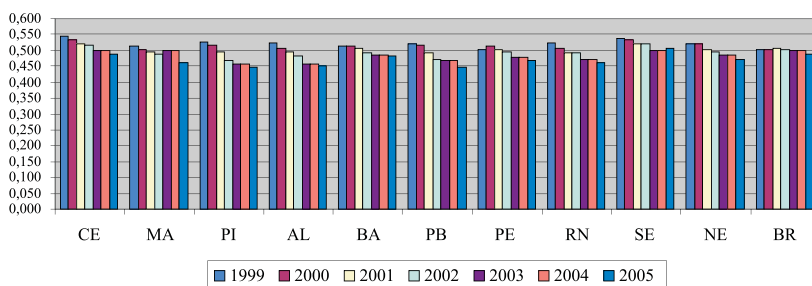
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS

O gráfico 01 a seguir apresenta o cálculo do índice de Gini para os estados da Região Nordeste e para o país, referente ao período de 1999-2005. Ressalta-se a redução da desigualdade de renda para todos os estados da Região Nordeste. Destaque para os Estados do Piauí e Alagoas cujas reduções foram de 15,02% e 14,29%, respectivamente. A redução da desigualdade no Nordeste é apontada também em Siqueira (2006), mas deve-se ressaltar que devido à fonte de dados utilizada (aquele autor utiliza dados da PNAD), os níveis de desigualdade são diferentes, mas as trajetórias, ou seja, a tendência de redução verificada é a mesma.

Apesar de uma taxa menor que para os estados anteriormente citados, o índice de Gini reduziu também no Ceará, cerca de 10% no período. Este resultado contrasta com os encontrados em Silva e Loureiro (2007); naquele trabalho, os autores verificaram na verdade um aumento do índice de Gini para o Ceará no período 2001-2005, ainda que para a Região Nordeste e Brasil, segundo os autores, a trajetória tenha sido de declínio. Ressalta-se o fato de que os dados utilizados no trabalho em questão tenham sido oriundos da PNAD e a variável utilizada foi a renda familiar *per capita*.

O gráfico revela também um declínio da desigualdade medida pelo índice de Gini para o Brasil como um todo, em linha com os estudos recentes que apontaram para a redução da desigualdade de renda no país como em Barros et. al. (2007) e Néri (2007), entre outros.

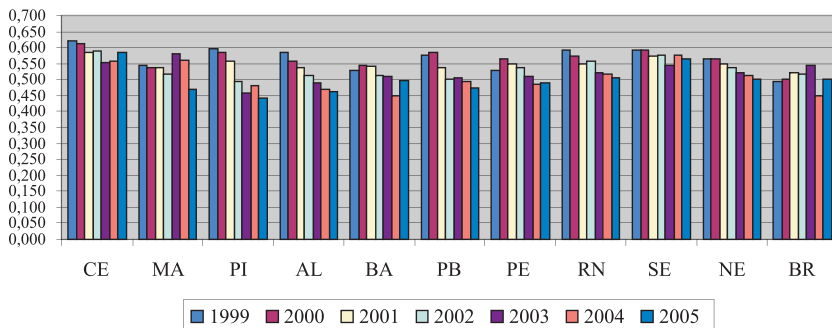
GRÁFICO 01
ÍNDICE DE GINI 1999-2005 (NE E BR)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS

Para a medida de entropia de Theil ou Theil-T, o gráfico 02 a seguir indica também uma tendência de redução da desigualdade de renda para o Nordeste e estados nordestinos, ainda que de forma não uniforme. Novamente, os Estados do Piauí e Alagoas lideram as taxas de redução com 26% e 23%, respectivamente. O Estado do Ceará figura também como uma das unidades subnacionais que apresentou significativa redução, cerca de 14%. O Nordeste como um todo, apresentou redução de 11,15% para este índice. Entretanto, essa não foi a trajetória verificada para o país como um todo, já que houve um aumento de cerca de 2% para o índice de Theil-T.

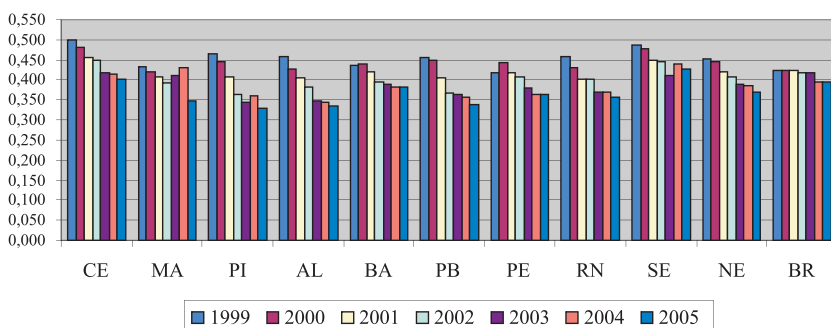
GRÁFICO 02
ÍNDICE DE THEIL-T 1999-2005 (NE E BR)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS

Devido a algumas propriedades satisfatórias citadas anteriormente na metodologia, o índice de Theil-L é também amplamente utilizado na análise da desigualdade de renda. O gráfico 03 a seguir, indica uma redução de cerca de 20% neste índice para o Estado do Ceará. Mais uma vez, o Piauí e Alagoas lideram as taxas de reduções com 29% e 27%, respectivamente. Mesma trajetória verificada para a região Nordeste. Para o país como um todo, há também uma redução, ainda que em menor magnitude, cerca de aproximadamente 7%.

GRÁFICO 03
ÍNDICE DE THEIL-L 1999-2005 (NE E BR)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS

De um modo geral, constata-se uma redução nos níveis de desigualdade de renda tanto para os estados nordestinos como para o Brasil de forma consistente e os dados indicam que a trajetória de queda parece inexorável. Ainda que os dados utilizados sejam provenientes da RAIS, estes resultados estão em consonância com os estudos sobre o tema que em sua maioria utilizam dados da PNAD.

Uma importante observação é necessária: como a desigualdade foi medida pela renda do emprego formal, a redução da desigualdade não foi influenciada por programas de transferência de renda como o Bolsa-Família e congêneres, um resultado sem dúvidas bastante importante, pois não foi necessário nenhum tipo de transferência direta de renda do governo para que se observasse redução nos níveis de desigualdade de renda.

Considerações Finais

O propósito deste trabalho foi fazer a análise da desigualdade de renda para o Estado do Ceará, Nordeste e Brasil no período de 1999 a 2005. Os dados são oriundos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) disponibilizadas pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) que capta a renda do emprego formal (uma inovação, pois a maioria dos estudos sobre o tema utiliza dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)). Três índices foram utilizados, o índice de Gini e os dois índices de Theil, quais sejam, o índice de Theil-T e o índice de Theil-L.

O primeiro resultado importante verificado foi a sensível diminuição da desigualdade de renda no Nordeste e também no país, com destaque para os Estados do Piauí e Alagoas. Os dados evidenciaram também que apesar da significativa redução da desigualdade de renda verificada no Ceará, este Estado ainda lidera o ranking de desigualdade de renda na região.

Verificou-se ainda um aumento considerável nos níveis de emprego formal, contudo a renda média real cresceu de forma quase inexpressiva no período de 1999 a 2005.

Diversas questões são levantadas para trabalhos futuros: a) quais foram os fatores que determinaram esta redução? b) existem diferenças significativas nos índices de desigualdade quando as características individuais dos trabalhadores são analisadas separadamente como nível de escolaridade, faixa etária e gênero?

Em recente trabalho sobre desigualdade a partir dos rendimentos provenientes do emprego formal no Estado da Bahia, Soares (2007) realizou a decomposição do índice de desigualdade de Theil-L. Verificou-se que o nível educacional é o fator mais importante para explicar a desigualdade de renda naquele estado. Parece ser, portanto, o nível educacional um determinante importante para a redução nos índices de desigualdade de renda ainda hoje verificados, tanto no Nordeste como no Brasil e no Estado do Ceará em particular.

É importante ressaltar que apesar da redução da disparidade de renda verificada, o Brasil figura ainda entre aqueles países que lideram o perverso *ranking* da desigualdade de renda e que, portanto, temos uma longa trajetória pela frente.

Referências Bibliográficas

ANTIGO, M.; MACHADO, A. N.; OLIVEIRA, A. M. Evolução do diferencial de rendimentos entre o setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas. In: **Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia**, 2006, 20 p. Salvador/BA. (Disponível em CD-ROM).

AZZONI, C. Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro. In: **Anais do XXII Encontro Nacional de Economia**, 1994, vol. 01, p. 185-205. Florianópolis/SC.

BARRETO et. al. Uma breve análise sobre os indicadores de pobreza e desigualdade de renda no Ceará: período 2003 a 2005. Fortaleza: Laboratório de

Estudos da Pobreza – LEP, CAEN/UFC, 2007. (Relatório LEP, n.01). Disponível em <<http://www.caen.ufc.br>>. Acesso em: 15 de setembro de 2007.

BARRO, R. **Economic growth in a cross section of countries**. Quarterly Journal of Economics, v. 106, p. 407-443, 1991.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Convergence across states and regions**. Brooking Papers on Economic Activity, v. 1, p. 107-182, 1991.

BARRO, R.; MANKIW, N.; SALA-I-MARTIN, X. **Capital mobility in neo-classical models of growth**. Connecticut, Yale Station New-Haven: Yale University, Economic Growth Center, 1992. 31 p.

BARROS et. al. **Sobre a recente queda na desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 1995, 60 p. (Nota Técnica). Disponível em <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 15 de setembro de 2007.

BARROS, R. P. de; MEDONÇA, R. P. de. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 1995, 58 p. (Texto para Discussão, nº 377). <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 10 de agosto de 2007.

BAUMOL, W. Productivity growth, convergence and welfare: what the long-run data show. American Economic Review, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1996. <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 10 de janeiro de 2007.

BERTOLA, G. Factor shares and savings in endogenous growth. American Economic Review, v. 83, n. 5, p. 1184-1198, 1993. <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 08 de junho de 2007.

BLANCHARD, O.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. American Economic Review, v. 79, n. 4, p. 155-173, 1989. <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 08 de junho de 2007.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais**. Dados em CD-ROM. MTE - DATAMEC. Brasília. Base de Dados de 1999 a 2005.

DE NEGRI, et. al. Mercado formal de trabalho: comparação entre os microdados da RAIS e PNAD. Rio de Janeiro: Ipea, 2001, 25 p. (Texto para Discussão, nº 840). <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 10 de agosto de 2007.

FERREIRA, A.H.B. O debate sobre a convergência das rendas per capita. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 5, n. 2, p. 139-154, 1996a.

FERREIRA, A.H.B. A distribuição interestadual da renda no Brasil, 1950-85. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 4, p. 469-485, 1996b.

FERREIRA, A.H.B. Evolução recente das rendas per capita estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 27, n. 3, p. 363-374, 1996c.

FERREIRA, A.H.B.; DINIZ, C.C. Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, n. 60, p. 38-56, 1995.

FERREIRA, P.C.G.; ELLERY JÚNIOR, R.G. Convergência entre as rendas per capita dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, v. 16, n. 1, p. 83-104, 1996.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FJP); INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Definição e metodologia de cálculos dos indicadores e índices de desenvolvimento humano e condições de vida**, 1998. Disponível em: <http://www.undp.org.br/HDR/HDR2000/Metodologias%20-%20IDHM%20e%20ICV.pdf>. Acesso em: 06 jan. 2007.

Belo Horizonte (RMBH): uma análise a partir da pesquisa de emprego e desemprego (PED) para 2001. In: **Anais do XI Seminário sobre a Economia Mineira**, 2004, 24 p. CEDEPLAR- UFMG, Diamantina/MG. (Disponível em CD-ROM).

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1998c, 275 p.

LANGONI, C. G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. 3 Ed. Rio de Janeiro: FGV, 2005 (1. Ed. Expressão e Cultura, 1973).

LEME, M. C. da S.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimento por sexo. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p. 251-270.

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

_____, R. E. Why doesn't capital flow from rich to poor countries? **American Economic Review**, v. 80, n. 2, p. 92-96, 1990.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. A evolução da distribuição dos salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e

90. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p. 231-249.

NERI, M. Miséria, Desigualdade e estabilidade: o segundo Real. In *Análise da Pesquisa por Amostra de Domicílio – PNAD 2005. Pobreza e Desigualdade*. Brasília: MTE-CGEE, 2007, p.185. <<http://www.cgee.org.br>>. Acesso em: 05 de agosto de 2007.

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). <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 08 de junho de 2007.

NOGUEIRA, J.; MARINHO, E. Discriminação salarial por raça e gênero no mercado de trabalho das regiões Nordeste e Sudeste. In: **Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia**, 2006, 19 p. Salvador/BA. (Disponível em CD-ROM).

ROMER, P. Human capital and growth: theory and evidence. *Unit Roots, Investment Measures and Other Essays. Carnegie Roches for Conference Series on Public Policy*, v. 32, p. 251-286, 1989.

ROMER, P. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 71-102, 1990. <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 08 de junho de 2007.

SILVA, V.H.O.; LOUREIRO, A.O.F. **A distribuição de renda no estado do Ceará no período 2001-2005**. Fortaleza: IPECE, 2007, p16. (Nota Técnica n. 25) Disponível em <<http://www.ipece.ce.gov.br>>. Acesso em: 15 de setembro de 2007.

SIQUEIRA, M. L. Desigualdade de renda no Nordeste brasileiro: uma análise de decomposição. In: **Anais XI Encontro Regional de Economia – Anpec/Banco do Nordeste**, 2006, 17 p. Fortaleza/CE. (Disponível em CD-ROM).

SOARES. W.R.F. Desigualdade de renda nas microrregiões baianas: uma análise a partir do emprego formal. Salvador: **Revista Desenhahia**, v 4, n 7, set. 2007, p.207-226.

SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, p. 64-94, 1956.

SOUZA, N. J. Desenvolvimento polarizado e desequilíbrios regionais no Brasil. **Análise Econômica**, n. 19, p. 29-59, 1993.

Relacionamento de Preços e Integração do Mercado Atacadista de Tomate no Nordeste Brasileiro

Ruben Dario Mayorga¹

Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima²

Rodrigo de Oliveira Mayorga³

Francisco José Silva Tabosa⁴

Resumo

A análise de relacionamento de preços é um bom instrumento no entendimento do comportamento dos mercados. Assim, este artigo objetiva analisar os efeitos dos choques nos preços do tomate, no atacado, nos municípios de Fortaleza, Ibiapaba, Recife e Salvador. Utilizou-se métodos de séries temporais: teste de raiz unitária, cointegração de Johansen, modelo VAR, decomposição da variância dos erros de previsão e função impulso-resposta. O período analisado abrange janeiro de 2001 a dezembro de 2005. Os resultados mostraram que os preços de Fortaleza têm efeito sobre os preços de Ibiapaba, Recife e Salvador. No entanto, Ibiapaba, apesar de representar a maior área produtora da região, tem influência bem definida apenas

¹ Economista. PhD. Professor Associado do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará.

² Engenheira Agrônoma. Dra. Professora Adjunta do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará.

³ Administrador de Empresas. Mestre em Economia Rural na Universidade Federal do Ceará.

⁴ Economista. Doutorando em Economia no CAEN/UFC. Bolsista do CNPq Brasil.

sobre o mercado de Recife, mas sobre os mercados de Fortaleza e Salvador não mostrou impacto considerável. Um choque não antecipado sobre os preços de Recife e Salvador não teve implicações sobre os preços de Ibiapaba e Fortaleza. Observou-se que o tomate produzido na Serra de Ibiapaba é comercializado principalmente na Ceasa de Fortaleza, tendo este mercado um impacto bem definido sobre os outros mercados analisados.

Palavras-chave: Mercado atacadista; Transmissão de preços; Modelo VAR.

Classificação JEL: C220; Q110.

Abstract

The price relationship analysis is a good instrument in the market behavior intending. This way, this article has the purpose to analyze shocks affects on the tomatoes wholesale market prices, of Fortaleza, Ibiapaba, Recife e Salvador. Time series methods were used: unit root test, Johansen cointegration test, VAR models, variance decomposition of prediction error and impulse response function. The analyzed period embraces January 2001 to December 2005. The results showed that, the prices of Fortaleza have effect on the prices of Ibiapaba, Recife e Salvador. However, Ibiapaba despite represents the biggest tomato production area of the region, only has influence in a significant way the market of Recife, but on the prices of Fortaleza e Salvador didn't show considerable impact. A shock on the prices of Recife and Salvador didn't have implications over the prices of Fortaleza and Recife. It was observed that the tomatoes produced in the Serra de Ibiapaba is in particular trading on the wolesale market of Fortaleza, having this market a significant impact over the other markets analysed.

Key-words: Wholesale market; Price transmission, VAR model.

1. Introdução

O mercado de tomates vem aumentando a sua importância nas transações comerciais entre importantes cidades do Nordeste, com destaque para Ibiapaba e Fortaleza, no Ceará, Recife e Salvador. Conhecer a integração dos preços dos produtos agrícolas comercializados nos mercados destas

idades torna-se importante para verificar a eficiência dos mercados e a direção da causalidade nos preços indicando os mercados determinantes na formação destes. Apesar da expansão da atividade o bom desempenho do tomate nos mercados citados pode ser atribuído à capacidade produtiva de seus solos, disponibilidade de mão-de-obra, e uma agricultura irrigada, tecnificada e competitiva.

Outro fator que torna a presente pesquisa relevante é a carência de pesquisas sobre integração de mercado para produtos agrícolas no Nordeste do Brasil. Sabe-se que um estreito relacionamento entre os preços do mercado produtor de Ibiapaba e os diferentes mercados atacadistas indicaria que o sistema de comercialização para tomates nas capitais mencionadas do Nordeste é competitivo. Por outro lado, a ausência deste relacionamento indicaria a existência de algumas imperfeições.

Um melhor entendimento acerca do relacionamento de preços no mercado nordestino do tomate, pode ser útil para a elaboração e implementação de políticas públicas que visem o melhoramento do mercado privado e o estímulo à competição nos mercados, avaliando canais alternativos de mercado, aumentando as facilidades de transporte, aperfeiçoamento da inteligência de mercado, promovendo integração vertical e uma melhoria geral no fluxo de tomates procedentes do mercado de Ibiapaba, Fortaleza, Recife e Salvador.

A análise de relacionamento de preços e integração de mercado pode ser ainda um bom instrumento no entendimento do comportamento dos mercados. Porém, são necessárias algumas hipóteses acerca do grau de competitividade dos mercados a serem estudados. Neste artigo, adotou-se que o mercado de Tianguá na serra de Ibiapaba, e os mercados atacadistas de Fortaleza, Recife e Salvador são estreitamente integrados, isto é, os preços de mercado refletem oferta e demanda de mercados competitivos. Segundo, não existem grandes diferenças regionais de preços causados por acordos secretos fraudulentos ou por ações especulativas oligopolísticas de comerciantes. Terceiro, as diferenças de preço entre mercados, maiores que os custos de transferência, podem resultar de fatores como: políticas públicas inadequadas; carência de obras físicas de infra-estrutura; engarrafamentos e outras dificuldades no transporte e inadequadas facilidades de manuseio do produto; deficiente inteligência de mercado entre os mercados produtores e mercados consumidores.

Assim, neste trabalho, pretende-se fazer uma análise estatística das variações de preços do tomate que permitirá examinar o relacionamento de preços entre os principais mercados atacadistas de tomate no Nordeste. Especificamente pretende-se analisar os efeitos e seu comportamento nas variações dos preços atacadistas de Fortaleza, Ibiapaba, Recife e Salvador e verificar de que forma estão relacionados os mercados atacadistas de tomate no Nordeste.

2. Material e Métodos

2.1 Área Geográfica de Estudo e Origem dos Dados

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos na Secretaria da Agricultura e Pecuária, Ceará (SEAGRI) e consistem em séries de preços semanais do tomate no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2005 e correspondem aos mercados atacadistas de Fortaleza-CE, Ibiapaba-CE, Recife-PE e Salvador-BA. Os dados estão expressos em reais por quilo (R\$/kg).

No presente trabalho, foi empregado a transformação logarítmica e utilizou-se o programa econométrico Eviews 5.0. As séries utilizadas para análise de relação de preços do tomate no mercado atacadista nordestino foram, então: LFOR - logaritmo natural do preço de Fortaleza-CE; LIBI - logaritmo natural do preço da Ibiapaba-CE; LREC - logaritmo natural do preço de Recife-PE e LSAL - logaritmo natural do preço de Salvador-BH.

2.2 Análise da Estacionariedade

2.2.1 Teste de Raiz Unitária

Para testar a presença ou não de raiz unitária na série e ordem de integração, foi usado o Teste de Dickey-Fuller Aumentado – ADF, desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), e tem como base a seguinte expressão:

$$\Delta Y_t = \beta + \delta T + \gamma Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

onde: τ é uma constante (ou intercepto); δt é a tendência; τ é o operador diferença, o qual é representado como: $\Delta_t = Y_t - Y_{t-1}$.

O teste de ADF é, entretanto, muito sensível à presença de valores atípicos (PERRON, 1999 apud FERNANDES; TORO, 2005). Neste caso, utiliza-se o teste KPSS desenvolvido por Kwiatkowski *et al* (1992).

Seja D_t , $i = r + 1, \dots, n$, a série observada para a qual quer se verificar a estacionariedade. Assumindo a noção de que possa se decompor a série na soma de tendência determinística, passeio aleatório, e erro estacionário:

$$y_t = \xi_t + r_t + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

Em (2.2) D é um passeio aleatório:

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (2.3)$$

onde D_t iid $(0, \sigma_u^2)$, processo independente e identicamente distribuído, isto é, distribuição normal com média zero e variância constante. O valor inicial de τ , D_t é considerado fixo e tem função de intercepto. A hipótese de estacionariedade é simplesmente $\sigma_u^2 = 0$. Desde que, assumindo τ_μ seja estacionário, sob a hipótese nula de D_t ser estacionário em torno de uma tendência. Também se considera um caso especial do modelo (2.2) em que $\xi = 0$, sob a hipótese nula de y_t ser estacionário em torno de um nível (D) em vez de uma tendência.

A estatística utilizada é teste unilateral LM para hipótese de $\sigma_u^2 = 0$, sob uma pressuposição mais forte de que D_t é normal e que τ_μ é iid $N(0, \sigma_u^2)$.

Os valores críticos para testar LM são baseados nos resultados assintóticos tabelados por KPSS.

De acordo com Kwiatkowski *et al.* (op cit, p. 176), o teste KPSS tende a complementar o teste de raiz unitária, como o teste de Dickey-Fuller. Testando ambas as hipóteses, de raiz unitária e de estacionariedade, pode-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.

2.2 Vetores Auto-regressivos (VAR)

Para simplificar a análise foi utilizado um exemplo de sistema de equações com duas variáveis, as quais se assumem sejam interdependentes e também relacionadas por uma memória auto-regressiva, isto é, a seqüência D_t é afetada pelo seu passado e pela seqüência D_t e vice-versa. A estacionariedade

é uma condição fundamental para as propriedades dos estimadores do modelo. Analiticamente, pode-se representar o VAR:

$$Z_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}X_{t-1} + \alpha_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{t2} \quad (2.4)$$

$$Z_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}X_{t-1} + \alpha_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{t2} \quad (2.5)$$

Em notação matricial:

$$Y_t = \alpha + \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

em que

D_t : vetor ($\tau \times \mathcal{I}$) autoregressivo de ordem τ ;

τ_μ : vetor ($\tau \times \mathcal{I}$) de interceptos;

τ_μ : matriz de parâmetros de ordem ($\tau \times \tau$);

τ_μ : termo de erro $\tau_\mu \sim N(0, \Omega)$.

Estes coeficientes não levam em conta os relacionamentos entre as variáveis expressas no modelo VAR. Então, o caminho mais apropriado para avaliar os impactos das inovações é dado pela função de resposta de impulso.

2.2.1 Função de Impulso-Resposta

Uma função impulso-resposta delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em resposta a choques ou mudanças provocadas por variáveis residuais.

A simulação baseada na função impulso-resposta do VAR provê um mecanismo para estimar respostas a choques, sem manter a pressuposição de condições, *ceteris paribus*, para outras variáveis do modelo.

Considerando-se o modelo VAR (2.4) e (2.5), o efeito de um choque, ou de uma mudança em, ε_{t2} , altera imediatamente os valores correntes da variável D_t , mas também os valores futuros de D_t e D_t , uma vez que os valores defasados X_{t-1} aparecem nas duas equações.

Raciocínio análogo pode ser aplicado às demais inovações. Se as inovações ε_{t2} e ε_{t2} não fossem correlacionadas contemporaneamente, a interpretação da função impulso-resposta seria direta e cada uma delas diretamente associada a uma variável, como aparece no modelo. Neste caso, a função impulso-resposta relativa à inovação ε_{t2} , por exemplo, mediria o

efeito de um choque sobre os valores correntes e futuros de D_t e sobre os valores futuros de D_t .

2.2.2 Decomposição da Variância

De acordo com Enders (1995), a decomposição de variância fornece o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável *versus* os choques nas outras variáveis do sistema. Se os choques observados numa variável τ não são capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável τ , diz-se que a seqüência τ é exógena. Caso contrário, diz-se que a seqüência é *endógena*.

2.3 Vetor de Correção de Erros (VEC)

A condição necessária para que os estimadores obtidos possuam propriedades desejáveis é que as variáveis do VAR sejam estacionárias. Caso contrário, a existência de raízes unitárias deve ser levada em consideração.

Johnston e Dinardo (1997) expressam que, quando as variáveis no modelo VAR são integradas de primeira ordem ou mais, estão sujeitas às inconsistências de regressões, considerando que as variáveis são não estacionárias. A presença de variáveis não estacionárias, no entanto, cria a possibilidade de relações de cointegração, gerando o que é conhecido na literatura como mecanismo de correção de erros.

2.3.1 Testes de Cointegração (Teste de Johansen)

Retomando-se a equação (2.6) do modelo VAR, agora considerando que D_t seja um vetor com τ variáveis ($\tau \times 1$), $r + 1$, supondo que são integrados de ordem 1, $I(1)$, não estacionárias. O vetor pode ser expresso por:

$$Y_t = \alpha + \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

A equação (2.7) pode ser modificada em termos de um Modelo de Correção de Erros, cujo formato é:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

em que

$$\Pi = \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_p - I \quad i = 1, 2, 3, \dots, p - 1$$

$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \Pi_j$$

τ = matriz identidade

A matriz τ ($\tau \times \tau$) pode ser vista com maior nível de detalhe, sendo representada por:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (2.9)$$

em que

τ : matriz que representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros no curto prazo;

τ : matriz de coeficiente de cointegração de longo prazo, entre as variáveis.

Os parâmetros τ e τ são matrizes de dimensão $\tau \times r$, em que τ é o número de variáveis incluídas no modelo e r é o número de vetores de cointegração da matriz τ . O comportamento de D_i vai depender dos autovalores da matriz de longo prazo τ .

Pode-se ter então os seguintes casos (PATTERSON, 2000; VALLS, 2004):

i) Se todos os autovalores de τ são diferentes de zero (isto é, $n - r$, colunas linearmente independentes) e, portanto, esta matriz tem posto completo $\Pi(1) = \Pi_1 + \dots + \Pi_p$ são todos menores do que 1, implicando que todos os componentes de D_i são estacionários e a representação válida é o VAR (p) em nível dado por (2.7), não cabendo qualquer análise de cointegração;

ii) Se todos os autovalores de τ são zero (isto é, $r + 1$), esta matriz é, portanto, indistinguível da matriz nula. Implica também que $\Pi(1)$ tem todos os autovalores iguais a um e, portanto, os componentes de D_i são no mínimo $I(1)$ e a representação válida é um VAR (p-1) em primeira diferença, isto é, (2.8) sem o termo em nível. Tal formulação, todavia, não prevê nenhuma informação de relacionamento entre as variáveis no VAR, constituindo-se numa desvantagem, já que é neste aspecto que a Teoria Econômica é informativa. Esta opção, portanto, geralmente não é satisfatória, apesar do VAR em diferenças transformar os dados em estacionários e ser aceitável do ponto de vista estatístico;

iii) Se τ tem posto reduzido, isto é, $0 < r < n$, neste caso tem-se $n - r$ autovalores diferentes de zero. Os componentes de D_i são no mínimo

$I(1)$ e a representação válida é (2.8) com $\Pi = \alpha\beta'$, onde τ e τ são matrizes $\tau \times \tau$ de posto τ . Esta representação é chamada Vetor de Correção de Erros (VEC) e nela estão presentes τ relações de cointegração.

Johansen e Juselius (1990) desenvolveram dois testes capazes de determinar o posto da matriz τ da equação (2.9). O primeiro teste, conhecido como teste traço, é dado por:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1 \quad (2.10)$$

Em que

$\hat{\lambda}_i$: valor estimado dos autovalores obtidos da matriz τ ;

τ : número de observações.

O teste traço avalia a hipótese nula de que o número de vetores diferentes de co-integração é menor ou igual a τ contra uma hipótese geral.

$$H_o : \lambda = 0 \quad i = r+1, \dots, n$$

A não-rejeição de D_t indica a presença de no máximo τ vetores de co-integração. Caso D_t seja rejeitada deve-se repetir o teste para $r+1$ e determinar se existem $r+1$ vetores de co-integração.

O segundo teste é o teste do máximo autovalor que testa a existência de exatamente τ vetores de co-integração contra a alternativa de existência de $r+1$ vetores.

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (2.11)$$

Com a hipótese nula dada por:

$$H_o : \lambda_{r+1} = 0$$

A não-rejeição de D_t indica presença de exatamente τ vetores de co-integração.

A inclusão de termos deterministas também é essencial para correta implementação do procedimento de Johansen. Pode-se representar a inclusão destes termos em (2.8) por:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

em que D_t pode representar tanto uma constante, uma tendência e/ou uma variável *dummy*. A escolha dos termos deterministas deve ser feita com o auxílio de uma inspeção visual nos dados e também mediante testes apropriados sobre a significância dos termos deterministas. A determinação correta do número de defasagens é fundamental para análise de co-integração. A determinação do número de defasagens, ou seja, o valor de τ em (2.12) pode ser feita por vários métodos, entre eles, Akaike Information Criterion (1973), Schwarz (1978), e o de Hannan-Quinn (1979).

3. Resultados e Discussão

Uma ferramenta muito importante para análise de estacionariedade é o exame dos correlogramas das séries, baseado na Função de Autocorrelação (FAC). Assim, a inspeção visual dessas funções é o primeiro indicador de raiz unitária.

Foram inicialmente obtidos os correlogramas das séries de preços logaritmizados. Verificou-se que as observações para todas as séries são positivamente correlacionadas, assinalando expressiva dependência dos valores presentes com os valores passados, o que caracteriza um modelo do tipo autor-regressivo, indicando também a não-estacionariedade das séries.

Os correlogramas obtidos na primeira diferença mostram um padrão diferente. Os coeficientes de autocorrelação das séries diminuem acentuadamente após uma defasagem, oscilando em torno de zero, o que sugere ausência de dependência dos valores correntes com os valores passados, indicando a ausência de raiz unitária, ou seja, estacionariedade das séries. Deste modo, as séries devem ser $\mathcal{T}(1)$ – integradas de ordem um.

O passo seguinte foi realizar o teste de raiz unitária. Para tanto, aplicou-se o Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para verificar a estacionariedade das séries, com defasagens baseadas no *AIC* (Akaike Information Criterion), obtendo-se os resultados apresentados na Tabela 1. As estatísticas τ_μ , τ_μ , τ correspondem respectivamente às equações com constante e com tendência; com constante e sem tendência; e sem constante e sem tendência.

TABELA 1
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA, DICKY-FULLER AUMENTADO (ADF)
PARA AS SÉRIES DE PREÇO EM NÍVEIS LOGARÍTMIZADAS,
JANEIRO DE 2001 A DEZEMBRO DE 2005.

	τ_{μ}	defasagens	τ_{μ}	defasagens	τ	defasagens
LFOR	-4.8780*	10	-4.2321*	10	-4.1040*	1
LIBI	-5.8530*	0	-5.5737*	0	-3.3358*	2
LREC	-4.8463*	5	-4.8607*	5	-4.1707*	5
LSAL	-5.0462*	9	-3.7641*	9	-3.1938*	3

Os valores críticos para o modelo com constante e com tendência ao nível de 1%, 5%, e 10% são respectivamente -3,9945; -3,4276 e -3,1371 para o modelo com constante e sem tendência os Valores Críticos são, ao nível de 1% (-3,4559), 5% (-2,8727) e 10% (-2,5728) e para o modelo sem constante e sem tendência os Valores Críticos são, ao nível de 1% (-2,5737), 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%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Verificou-se que todas as séries mostraram ser estacionárias ao nível de 1% de significância para os três modelos de equações.

Dado que a maioria das séries em Economia possui raiz unitária, e visto que foram detectadas quebras estruturais, foram realizados testes de raiz unitária mais adequada diante da presença destas quebras nas séries. Uma vez que o teste ADF é muito sensível à presença de valores atípicos, fez-se necessária a estimação dos testes de raiz unitária com presença de quebras. Na Tabela 2 são apresentados os resultados dos testes de estacionariedade formulados por Kwiatkowski *et al.* (1992) – KPSS.

TABELA 2
TESTE DE ESTACIONARIEDADE, KWIATKOWSKI-PHILLIPS-
SCHMIDT-SHIN PARA AS SÉRIES DE PREÇO EM NÍVEIS
LOGARÍTMIZADAS, JANEIRO DE 2001 A DEZEMBRO DE 2005.

	Tendência e Constante	defasagens	Constante	defasagens
LFOR	0.0989	11	0.8138*	11
LIBI	0.0505	11	0.5579**	11
LREC	0.0.277	11	0.0382	11
LSAL	0.0436	11	1.0491*	11

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%.

Fonte: Dados da pesquisa.

As séries LFOR, LIBI e LSAL mostraram ser estacionárias com tendência e com constante, no entanto, com constante e sem tendência, as séries sinalizaram no sentido da rejeição da hipótese nula ao nível de 1%, 5% e 1% de significância, respectivamente. A série LREC apresentou ser estacionária para os modelos com constante e com tendência e com constante e sem tendência.

Portanto, realizou-se o teste KPSS para as séries na primeira diferença. Os resultados estão apresentados na Tabela 3.

TABELA 3
TESTE DE ESTACIONARIEDADE, KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN PARA AS SÉRIES DE PREÇO LOGARÍTMIZADAS NA PRIMEIRA DIFERENÇA, JANEIRO DE 2001 A DEZEMBRO DE 2005.

	Tendência e Constante	defasagens	Constante	defasagens
D(LFOR)	0.0267	14	0.0458	14
D(LIBI)	0.0270	12	0.0494	12
D(LREC)	0.0321	17	0.0435	17
D(LSAL)	0.0903	42	0.0914	41

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%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Todas as séries apresentaram ser estacionárias na primeira diferença para ambos os modelos de equações. Portanto, como os gráficos das séries apresentaram várias oscilações e, admitindo que os correlogramas de todas as séries em nível têm certa memória, caracterizando assim a não-estacionariedade das séries, considerou-se que as variáveis são estacionárias nas diferenças. Desta maneira, podem ser consideradas como sendo integradas de ordem um.

Antes de realizar o teste de co-integração, foi necessário determinar o número de defasagens a serem utilizadas e escolher o modelo a empregar. O

critério de informação usado para determinação do número de defasagens foi o de Akaike (AIC). O critério de AIC apresentou menor valor para defasagem de ordem dois, portanto, foram utilizadas, duas defasagens para realização do teste de Cointegração de Johansen.

Os resultados dos testes de cointegração apresentados na Tabela 4, mostram que a hipótese nula de não-cointegração foi rejeitada, uma vez que o valor calculado da estatística traço (λ_{trace}) é igual a 133.020, o qual é superior ao seu respectivo valor crítico ao nível de 1% (60.16). Esse resultado indica que há pelo menos um vetor de cointegração, e o teste deve continuar até que a hipótese nula possa ser rejeitada. Portanto, concluiu-se que há 4 vetores de cointegração, visto que a hipótese nula de que existem até 3 vetores cointegrados foi rejeitada, pois o valor calculado (12.70) para a estatística (λ_{trace}) é superior ao seu respectivo valor crítico (9.24), ao nível de 5%.

TABELA 4
RESULTADO DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN,
VARIÁVEIS LFOR, LIBI, LREC, LSAL. JANEIRO DE 2001
A DEZEMBRO DE 2005.

Eigenvalue	Hipótese Nula	Hipótese Alter.	Estatística traço λ_{trace} calculado	Estatística traço λ_{trace} valor crítico ao nível de 5%.	Estatística traço λ_{trace} valor crítico ao nível de 1%.
0,2100	$r=0$	$r>0$	133.020*	53.12	60.16
0,1294	$r\leq 1$	$r>1$	71.2337*	34.91	41.07
0,0812	$r\leq 2$	$r>2$	34.9073*	19.96	24.60
0,0473	$r\leq 3$	$r>3$	12.7018**	9.24	12.97

**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%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Como o número de vetores de cointegração é igual ao número de variáveis, ou seja, o *rank* é pleno, utilizou-se o Modelo Vetorial Auto-Regressivo (VAR) em nível. Isso implica que, colocando todas as variáveis em nível no VAR, a combinação linear entre elas produz um relacionamento estacionário.

A Tabela 5 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para 4 variáveis. A primeira coluna determina a variável atribuí-

da a um choque não antecipado. A segunda coluna, no presente trabalho, representa os períodos expressos em semanas. Considera-se também que um choque não antecipado sobre as variáveis analisadas perdure no máximo por 24 semanas. No caso da variável LFOR, a terceira coluna informa o percentual da variância dos erros de previsão em função de choques não antecipados sobre essa variável, ou seja, mede qual o efeito que um choque não antecipado sobre LFOR tem sobre ela mesma ao longo do tempo. As demais colunas captam os percentuais das variâncias dos erros de previsão de LFOR atribuídos às variáveis LIBI, LREC e LSAL.

TABELA 5

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO EM PERCENTAGEM DE LFOR PARA AS VARIÁVEIS LIBI, LREC E LSAL. JANEIRO DE 2001 A DEZEMBRO DE 2005.

Variável	Período	LFOR	LIBI	LREC	LSAL
LFOR	1	100.000	0.000	0.000	0.000
	6	94.110	4.001	0.347	1.540
	12	93.580	3.930	0.474	2.014
	18	93.443	3.865	0.550	2.140
	24	93.411	3.854	0.58	2.165

Fonte: Dados da Pesquisa.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão de LFOR mostraram que, decorridos 24 semanas após um choque não antecipado sobre essa variável, aproximadamente 93% de seu comportamento decorrer dela própria, e aproximadamente 7% são atribuídos às outras variáveis, as quais são: LIBI (3,85%), LREC (0,58%), LSAL (2,16%).

TABELA 6

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO EM PERCENTAGEM DE LIBI PARA AS VARIÁVEIS LIBI, LREC E LSAL. JANEIRO DE 2001 A DEZEMBRO DE 2005.

Variável	Período	LFOR	LIBI	LREC	LSAL
LIBI	1	42.237	57.762	0.000	0.000
	6	61.551	36.152	0.746	1.548
	12	63.929	33.550	0.759	1.759
	18	64.201	33.166	0.799	1.833
	24	64.234	33.107	0.809	1.848

Fonte: Dados da Pesquisa.

Em relação à LIBI, grande parte de seu próprio erro de previsão é explicado pela variável LFOR, responsável por cerca de 64%, decorridos 24 meses após um choque inicial não antecipado. As variáveis LREC e LSAL são responsáveis por 2,65% do erro de previsão e em torno de 33% referem-se a ela própria.

TABELA 7

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO EM PERCENTAGEM DE LREC PARA AS VARIÁVEIS LIBI, LREC E LSAL. JANEIRO DE 2001 A DEZEMBRO DE 2005.

Variável	Período	LFOR	LIBI	LREC	LSAL
LREC	1	6.676	1.889	91.433	0.000
	6	24.388	18.351	56.499	0.760
	12	28.499	19.982	50.751	0.766
	18	29.059	19.942	50.232	0.765
	24	29.130	19.923	50.175	0.770

Fonte: Dados da Pesquisa.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão de LREC mostraram que, decorridos 24 semanas após um choque não antecipado sobre essa variável, aproximadamente 50% de seu comportamento decorre dela própria, sendo que os aproximadamente 50% restantes, são atribuídos principalmente a LFOR (29.13%) e LIBI (20%), enquanto que a variável LSAL representou apenas 0,77%.

TABELA 8

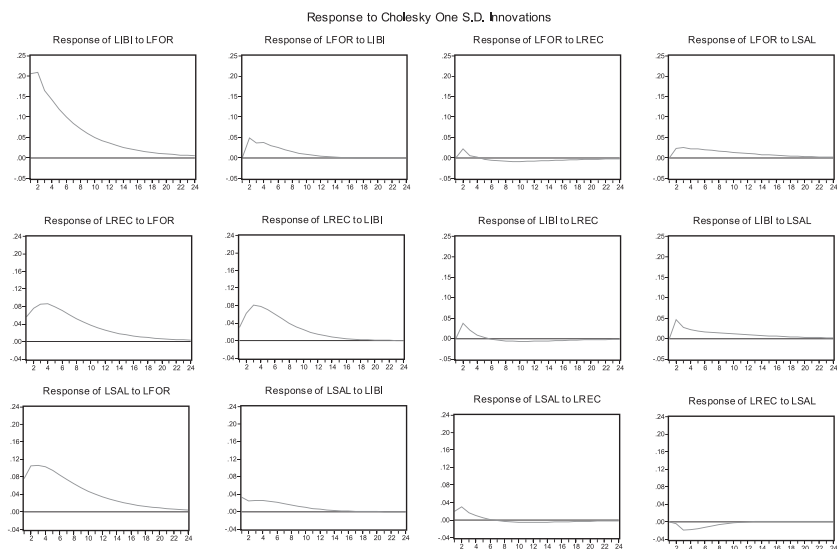
DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO EM PERCENTAGEM DE LSAL PARA AS VARIÁVEIS LIBI, LREC E LSAL. JANEIRO DE 2001 A DEZEMBRO DE 2005.

Variável	Período	LFOR	LIBI	LREC	LSAL
LSAL	1	12.135	2.302	0.878	84.683
	6	46.498	3.482	1.526	48.491
	12	52.712	3.631	1.372	42.283
	18	53.475	3.581	1.411	41.532
	24	53.575	3.569	1.425	41.429

Fonte: Dados da Pesquisa.

Para a variável LSAL, 24 semanas após um choque não antecipado sobre essa variável, 41,5% da sua decomposição da variância dos erros de previsão decorrem dela mesma, sendo os 58,5% restantes, das outras variáveis. Verificou-se, no entanto, que desses 58,5%, LFOR responde por cerca de 53,5%.

FIGURA 3
ELASTICIDADE DE FUNÇÃO DE RESPOSTA DE IMPULSO,
EFEITOS DE CHOQUES EM LFOR, LIBI, LREC E LSAL SOBRE LFOR,
LIBI, LREC E LSAL.



Fonte: Resultados da Pesquisa.

O comportamento da função resposta de impulso sobre o preço de Fortaleza tem um impacto bem definido sobre o preço de Ibiapaba, dado que um choque nos preços de Fortaleza tende a elevar o nível de preço de Ibiapaba. Após a incidência desse choque o preço de Ibiapaba decai continuamente aproximadamente até a vigésima semana, em que tende a dissipar-se. Isso ocorre porque o tomate produzido na serra de Ibiapaba é comercializado principalmente através do mercado atacadista da Ceasa de Fortaleza.

Os preços de Recife e Salvador após um choque não antecipado sobre o preço de Fortaleza têm comportamentos semelhantes. Ou seja, observou-se

inicialmente uma elevação no nível de preços destes mercados até aproximadamente a terceira e quarta semana, em que atingem o ponto de máximo. A partir deste ponto os preços tendem a cair até aproximadamente a vigésima semana onde tendem a dissipar-se. Os mercados de Recife e Salvador são abastecidos principalmente pelo mercado atacadista de Fortaleza. Quando o preço do tomate em Fortaleza aumenta os mercados de Recife e Salvador são abastecidos pelas áreas produtoras de São Paulo, Rio de Janeiro e Espírito Santo.

No caso da variável LIBI, observou-se que um choque sobre esta variável causa uma pequena elevação sobre o preço de Fortaleza até a segunda semana após a incidência desse choque. Posteriormente, o preço de Fortaleza declina amenamente até aproximadamente a décima segunda semana após o choque inicial. A variável LREC teve um aumento nos preços após um choque não antecipado sobre o preço de Ibiapaba. Essa elevação de preços ocorre até aproximadamente a terceira semana, e a partir desse ponto ocorre reversão desta tendência, e passa a decair lentamente até estabilizar-se entre o décima quarta e décima sexta semana. Isto ocorre porque, além do mercado de Fortaleza, o mercado de Ibiapaba eventualmente abastece o mercado de Recife.

Verificou-se que choques não antecipados sobre os preços de Recife e Salvador não tiveram efeito significativo sobre as outras variáveis.

4. Conclusões e Sugestões

A maior parcela da decomposição da variância dos preços de Ibiapaba, Recife e Salvador deve-se aos choques ocorridos no preço de Fortaleza. Ou seja, o grupo de variáveis (LIBI, LREC e LSAL) é influenciado pela variância, decorridas 24 semanas após um choque não antecipado nos preços de Fortaleza, isto é, apresentou-se uma “memória” longa, especialmente os preços de Ibiapaba. Individualmente os preços do tomate em Fortaleza sofreram influência, decorridas 24 semanas, após um choque não antecipado sobre ela mesma.

Os preços de Fortaleza têm efeito sobre os preços de Ibiapaba, Recife e Salvador, uma vez que tendem a elevar o nível de preços destes mercados. Já Ibiapaba têm influência bem definida sobre o mercado de Recife, enquanto que sobre os mercados de Fortaleza e Salvador não mostrou impacto considerável. Um choque não antecipado sobre os preços de Recife e Salvador não teve implicações significativas sobre os preços de Ibiapaba e Fortaleza. O rela-

cionamento de preços nas diferentes capitais nordestinas analisadas evidencia que o tomate produzido na Serra de Ibiapaba é comercializado principalmente na Ceasa de Fortaleza, tendo este mercado um impacto bem definido sobre os outros mercados analisados. A Serra de Ibiapaba, apesar de ser a região produtora, não mostrou tanto impacto nos preços das outras regiões.

Observou-se, portanto, que o mercado atacadista de Fortaleza é o principal atravessador de tomates para os mercados de Recife e Salvador.

5. Referências Bibliográficas

CEASA – Central de Abastecimento S/A. **SIMA – Sistema de Informação de Mercado Agrícola**. Preço médio mensal, 2000; 2001; 2002; 2003; 2004 e 2005.

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.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, 1995.

FERNANDES, M.; TORO, J. O Mecanismo Monetário de transmissão na Economia Brasileira Pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, V. 59, N. 1, p. 5-32, Jan./Mar. 2005. Disponível em: <epge.fgv.br/portal/arquivo/1293.pdf> Acesso em: 15 jun. 2006.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, V. 52, N. 2, p. 169-210, 1990.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric Methods**. 4 ed. Singapore: McGraw-Hill. 1997.

KWIATKOWSKI, D. et al. 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.

PATTERSON, K.D. **An Introduction to Applied Econometrics: a time series approach**. Great Britain: St. Martin's Press. 2000.

VALLS, P. **Introdução a séries temporais usando Eviews 4.1**. São Paulo. Ibmec Business School. 2004.

Uma Avaliação dos Resultados dos Programas de Combate ao Analfabetismo no Ceará

André Oliveira Ferreira Loureiro¹
Leandro Oliveira Costa²

Resumo

O presente trabalho apresenta uma análise sobre os resultados dos programas de alfabetização de adultos no Estado do Ceará nos últimos anos. Após uma breve discussão sobre o analfabetismo no estado, comparando com o restante da região Nordeste e do Brasil, é realizado um questionamento sobre os possíveis fatores que contribuem para que o estado possua uma taxa de analfabetismo não-decrescente nos últimos anos, apesar dos esforços realizados no sentido de combater este grave problema social. As análises demonstraram que a grande maioria das pessoas que freqüentaram cursos de alfabetização no Estado do Ceará, não saiu da condição de analfabetos, independentemente de gênero ou faixa etária. No sentido de avaliar o impacto destes cursos sobre o analfabetismo, foram estimados modelos econométricos, verificando que fatores possuem maior efeito para reduzir o analfabetismo. Mesmo quando

¹ Mestre em Economia – CAEN – UFC; Analista de Políticas Públicas do IPECE; Professor da Universidade Federal do Ceará – UFC

² Mestre em Economia – CAEN – UFC; Doutorando em Economia – CAEN – UFC; Analista de Políticas Públicas do IPECE

o problema de simultaneidade entre analfabetismo e frequência de cursos de alfabetização é levado em consideração, parece não haver um efeito significativo da frequência de cursos de alfabetização de adultos na redução do analfabetismo no Estado do Ceará.

Palavras-Chave: Analfabetismo, Avaliação de Política, Biprobit.

Abstract

This article presents an analysis on the results of the latest programs aimed to reduce illiteracy between adults in the state of Ceará. After a brief discussion on the illiteracy issue in the state, comparing with the remain of the North-east region and Brazil, is carried through a questioning on the possible factors that contribute to the state shows a not-decreasing illiteracy rate in recent years, although the efforts carried out in the direction to minimize this serious social problem. The analyses had demonstrated that the great majority of the people who had attended those courses in the state of the Ceará, did not leave the condition of illiterate, independently of age or gender. In order to evaluate the impact of these courses on the illiteracy, econometrical models had been estimated, verifying what factors have greater effect to reduce the illiteracy. Even when the problem of simultaneity between illiteracy and attendance of those courses is taken in account, it seems not to have a significant effect of the attendance in the reduction of the illiteracy in the state of the Ceará.

Key-Words: Illiteracy, Policy Evaluation, Biprobit.

1. Contextualização

O analfabetismo se constitui em um dos mais graves problemas da sociedade brasileira e, conseqüentemente, é um dos temas mais debatidos quando se discute políticas sociais. Em “O Analfabetismo no Ceará: Caracterização e Tendência Recentes”, o Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE analisa as condições de alfabetização da população cearense¹. Uma questão que surge a partir deste trabalho é: por que o Estado do Ceará,

¹ Nota técnica do IPECE n° 22, Dezembro/2006.

com vários programas de erradicação do analfabetismo, não está conseguindo reduzir a taxa de analfabetismo nos últimos anos? Este questionamento motivou o presente artigo, no sentido de avaliar os diversos programas de erradicação do analfabetismo implementados no Ceará, tanto os de âmbito nacional como estadual, verificando se os programas estão sendo efetivos.

A discussão à respeito da melhor forma de combater o analfabetismo, parte do pressuposto consensual de que saber ler e escrever é uma condição indispensável para que um indivíduo possa exercer seus direitos e deveres como cidadão e para poder inserir-se minimamente no mercado de trabalho. Além disso, do ponto de vista social, a taxa de analfabetismo se constitui um critério necessário para caracterizar os níveis de desenvolvimento humano e de inclusão social de uma sociedade.

No presente trabalho, a taxa de analfabetismo é definida a partir do percentual da população com 15 anos ou mais que não sabe ler ou escrever. Utilizando os dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios - PNAD do IBGE, a qual obtém essa estatística a partir da pergunta: “___ sabe ler e escrever?”, fica claro que o analfabetismo no Brasil vem se reduzindo, mas de uma forma muito lenta. O Estado do Ceará acompanhou esta tendência de longo prazo; no entanto, essa trajetória de queda não somente desacelerou como houve uma pequena elevação nos anos de 2003 e 2005.

Esses resultados mostram-se mais preocupantes quando se constata que os programas de combate ao analfabetismo dos últimos anos já aplicaram significativas somas de recursos. Um exemplo é o *Brasil Alfabetizado*, que despendeu mais de 700 milhões desde sua implantação em 2003. A magnitude e a abrangência dos programas de alfabetização podem ser verificadas no trabalho previamente citado.

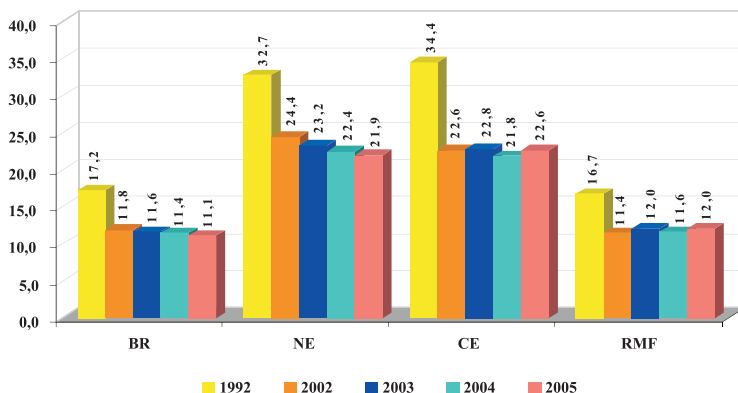
Neste contexto, o presente estudo, na seção 2, analisará o comportamento do analfabetismo em períodos recentes, caracterizando-o em termos de quais são as categorias socioeconômicas, as faixas etárias e a localização geográfica em que o problema acontece com mais intensidade. Utilizando metodologias econométricas, na seção 3 será analisada a efetividade dos programas de alfabetização em atividade no Ceará, buscando explicar o efeito de alguns determinantes do analfabetismo. Por fim, na seção 4, são apresentados os resultados encontrados e, na conclusão, são propostas políticas educacionais alternativas.

2. Evolução do analfabetismo no Ceará²

Para que seja possível realizar uma avaliação bem fundamentada dos programas de combate ao analfabetismo, será analisada, primeiramente, a evolução da taxa de analfabetismo no Ceará comparando com as taxas registradas no resto do país e na Região Nordeste, assim como a da região metropolitana de Fortaleza - RMF. No gráfico 2.1, observa-se as taxas de analfabetismo no período entre 2002 e 2005, além de comparar com o ano de 1992.

GRÁFICO 2.1

**TAXA DE ANALFABETISMO (PESSOAS COM 15 ANOS OU MAIS)
BRASIL, NORDESTE, CEARÁ E RMF – 1992 E 2002/2005**



Fonte: PNAD/IBGE

Conforme o gráfico indica, a taxa de analfabetismo vem evidenciando uma tendência de queda no período considerado tanto no Ceará como no Brasil, no Nordeste, e na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF). Em termos proporcionais, a taxa do Ceará reduziu-se de forma compatível com o padrão nacional e o nordestino.

Apesar dos avanços ocorridos, a taxa de analfabetismo do Estado é ainda bastante elevada, dado que em 2005, 22,6% da população cearense com mais de 15 anos de idade não se dizia capaz de ler e escrever. Comparando este dado com o do Brasil, percebe-se que a proporção de analfabetos do Estado é

² Os dados disponíveis mais recentes sobre as variáveis descritas a seguir se referem à PNAD/IBGE de 2005.

mais que o dobro da média nacional, mantendo a mesma relação proporcional observada em 1992. Já a situação na RMF é melhor e está bem mais próxima do padrão brasileiro, o que fornece indícios acerca da grande disparidade que existe entre esta região metropolitana e o resto do Estado.

Outro aspecto que chama atenção no gráfico acima é o comportamento da taxa de analfabetismo considerando um período mais curto, entre 2002 e 2005. Constatou-se que a taxa do Ceará (e, também, da RMF) apresentou uma certa rigidez durante o período, em contraste com as taxas do Brasil e do Nordeste, que permanecem apresentando uma tendência de queda. Mais especificamente, em 2005, registrou-se uma elevação dessa taxa no Ceará e na RMF em relação a 2004. Esse comportamento das taxas de analfabetismo fez com que o Estado do Ceará deixasse de ficar abaixo da média dos estados no Nordeste, passando a registrar uma taxa de analfabetismo superior à média nordestina em 2005.

Algumas hipóteses podem ser formuladas em relação a esse cenário de curto prazo da taxa de analfabetismo no Ceará. A primeira hipótese para essa elevação é que os dados da PNAD não são apropriados para análises de curto prazo, já que utiliza amostras diferentes a cada ano e, portanto, as variações registradas podem não ser significantes do ponto de vista estatístico. Entretanto, este argumento pode ser realmente importante quando são comparados dois anos isolados; mas, entre 2002 e 2005, já é possível identificar uma certa tendência de comportamento do indicador.

A segunda hipótese que pode ser levantada para justificar essa tendência é, por exemplo, que a população de idosos, onde é mais freqüente a ocorrência de analfabetismo, tem aumentado significativamente ao longo dos últimos anos. Contudo, a tendência de envelhecimento da população também tem sido identificada em outras regiões e, mesmo assim, elas têm sido capazes de reduzir o analfabetismo.

Essas questões demográficas dão subsídios para entender o comportamento da taxa de analfabetismo no Ceará nos últimos anos, mas este aspecto se constitui em apenas uma das dimensões que se pode considerar para explicar a evolução deste indicador. Dentre esses outros aspectos, pode-se destacar o impacto das políticas voltadas ao combate ao analfabetismo sobre este indicador.

A terceira hipótese que busca explicar a relativa rigidez da taxa de analfabetismo no Ceará é a de que os programas existentes não estão sendo efetivos em diminuir a taxa de analfabetismo. Ou seja, os alunos freqüentam os cursos

de alfabetização, mas continuam sendo incapazes de ler e escrever de forma minimamente satisfatória. Essa hipótese será investigada nas próximas seções.

Para se ter uma dimensão deste fato, o Governo do Estado do Ceará lançou, em março de 2003, o projeto “Alfabetização é Cidadania”, objetivando alfabetizar jovens e adultos de 15 anos ou mais, e visando à erradicação do analfabetismo no Ceará. Em 2003, o projeto abrangeu 143 municípios, alfabetizando 80.971 pessoas. Já em 2005, de acordo com dados preliminares da Secretaria de Educação Básica do Ceará, 165 municípios foram contemplados pelo programa e, até outubro, 205.707 alunos tinham sido atendidos.

Já ao nível federal, pode ser citado o programa “Brasil Alfabetizado”, que repassa recursos, baseando-se no número de pessoas atendidas, diretamente aos governos dos estados, aos municípios e, também, à organizações não-governamentais (ONGs) que coordenam cursos de alfabetização. No Brasil em 2005, só por meio de repasse direto aos estados e municípios, o Ministério da Educação atendeu mais de 1,1 milhões de pessoas. Outros 713 mil alunos foram atendidos por intermédio de convênios assinados com organizações não-governamentais. O investimento no programa neste ano chegou a R\$ 186,6 milhões.

Considerando a realidade destes programas, é importante considerar que as altas taxas de evasão³ e a falta de continuidade de tais programas podem ser um fator fundamental nesse contexto. Pode-se argumentar que a evasão impede que o conteúdo do curso seja plenamente absorvido pelos alunos, reduzindo a capacidade do indivíduo de aprender a ler e a escrever. Já a falta de continuidade dos programas pode levar ao esquecimento dos conhecimentos obtidos ao longo do tempo por falta de prática, retornando-os à condição de analfabetos mais uma vez.

A última hipótese levantada diz respeito ao fato de o público atendido pelos programas existentes não ser exatamente os analfabetos absolutos. Ou seja, não são aqueles que de fato não sabem ler ou escrever, mas sim os analfabetos funcionais, que sabem ler e escrever, mas são incapazes de interpretar o que lêem e de usar a leitura e a escrita em atividades cotidianas⁴. Desta for-

³No Brasil Alfabetizado, por exemplo, essa taxa atinge 50% dos alunos. Ver relatório sobre o Brasil Alfabetizado do Conselho de Desenvolvimento Econômico e Social.

⁴A definição de analfabeto funcional e o cálculo do indicador variam de acordo com o país. No Brasil, o analfabetismo funcional é atribuído às pessoas com mais de 20 anos que não completaram quatro anos de estudo formal. Na Polônia e no Canadá, por exemplo, é considerado analfabeto funcional todo adulto com menos de oito anos de escolaridade.

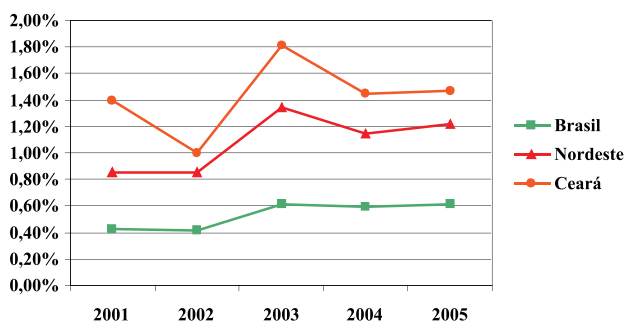
ma, a taxa de analfabetismo tenderia a se reduzir mais lentamente, pois muitos analfabetos funcionais não declaram saber ler e escrever e freqüentam os cursos na tentativa de melhorar a sua restrita capacidade de leitura e escrita.

3. Avaliação dos resultados dos programas de combate ao analfabetismo

Para que seja realizada uma avaliação mais precisa acerca dos programas que visam combater o analfabetismo, será considerada a seguir a evolução quantitativa desses programas ao longo do tempo, comparando o Estado do Ceará com a Região Nordeste e o Brasil como um todo.

A partir do gráfico 3.1, pode-se observar que a porcentagem da população atendida pelos programas de alfabetização tem se elevado nos últimos anos, com destaque para o Estado do Ceará, que apresenta o percentual mais elevado, com aproximadamente 1,6% da população acima de 15 anos participando de programas de educação de jovens e adultos. Esta estatística está relacionada ao fato de o Estado possuir a maior taxa de analfabetismo em relação à Região Nordeste e ao Brasil, além de possuir um amplo programa de combate ao analfabetismo.

GRÁFICO 3.1:
PORCENTAGEM DE PESSOAS QUE FREQUENTAM ALGUM CURSO DE ALFABETIZAÇÃO DE ADULTOS COM RELAÇÃO À POPULAÇÃO COM 15 ANOS OU MAIS – BRASIL, NORDESTE E CEARÁ



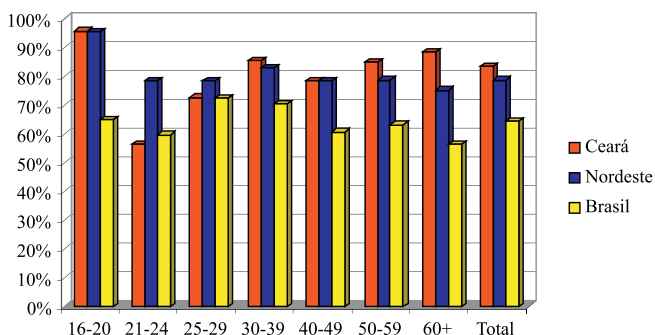
Fonte: PNAD/IBGE

Quando se compara esse percentual da população atendida com as taxas de analfabetismo dessas regiões, onde o Estado do Ceará possui 22,6% da população analfabeta em 2005, enquanto na região Nordeste e no Brasil como um todo, as taxas de analfabetismo são 21,9% e 11,1%, respectivamente, fica evidente que apenas uma pequena proporção dos analfabetos está sendo alcançada pelos programas de combate ao analfabetismo.

Quando se considera o valor absoluto de pessoas freqüentando cursos de alfabetização de adultos, nota-se que este número tem crescido nos últimos anos em todo o Brasil, havendo uma elevação significativa na quantidade de pessoas freqüentando esses cursos entre os anos de 2002 e 2003, com o Estado do Ceará apresentando um crescimento mais moderado, quando comparado com outras regiões.

Ao se avaliar a eficácia dos cursos de alfabetização de adultos, a questão básica torna-se evidente quando se avalia a proporção de alunos que freqüentaram o curso e deixaram de ser analfabetos sobre o total de alunos que freqüentaram esses cursos. Alternativamente, pode-se realizar considerações sobre a porcentagem de pessoas que freqüentam algum curso de alfabetização de adultos e continuam analfabetas, para inferir sobre a eficácia dos programas de alfabetização de adultos. Esses indicadores são apresentados no gráfico 3.2.

GRÁFICO 3.2:
PORCENTAGEM DAS PESSOAS QUE FREQUËNTARAM CURSO DE ALFABETIZAÇÃO DE ADULTOS E CONTINUAM ANALFABETAS POR GRUPOS DE IDADE - CEARÁ, NORDESTE E BRASIL - 2005



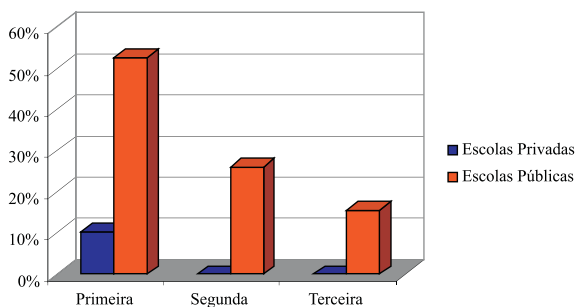
Fonte: PNAD/IBGE

As proporções são elevadíssimas em todas as regiões, especialmente no Estado do Ceará, onde mais de 80% dos alunos que freqüentaram cursos de alfabetização de adultos continuaram analfabetos. Os valores percentuais mais reduzidos se encontram na faixa etária entre 21 e 24 anos de idade

Uma observação deve ser feita com relação a esta porcentagem de freqüência de cursos de alfabetização e analfabetismo. Certamente esses valores estão superestimados, visto que a informação coletada pela PNAD se refere ao mais elevado curso que o indivíduo freqüentou. Desta forma, podem existir pessoas que tenham freqüentado outros cursos após o curso de alfabetização, não entrando nessas estatísticas. No entanto, em função dos valores elevadíssimos de pessoas que freqüentaram o curso e continuaram analfabetas, além de se acreditar que esse tipo de caso não seja tão freqüente, esses valores não devem estar muito acima da realidade.

Considerando a rede de ensino fundamental que freqüentaram os analfabetos, gráfico 3.3, verifica-se que a grande maioria dos analfabetos vem de escolas públicas. A partir desse gráfico, pode-se supor que as escolas públicas são menos efetivas em combater o analfabetismo ou, o que é mais esperado, as pessoas que freqüentam as escolas públicas têm menos condições de se alfabetizar. Esses fatores são associados às condições socioeconômicas e culturais dos alunos da rede pública.

GRÁFICO 3.3:
**PORCENTAGEM DE PESSOAS QUE JÁ FREQUENTARAM O ENSINO
FUNDAMENTAL E SÃO ANALFABETAS POR REDE DE ENSINO –
CEARÁ – 2005**



Fonte: PNAD/IBGE

Uma informação relevante que deve ser mencionada quando se considera o público alvo dos cursos de alfabetização de adultos no Ceará é que a PNAD de 2005 revela que 12,16% da população cearense com mais de 15 anos nunca frequentou a escola, nem mesmo cursos de alfabetização.

Estes resultados apontam que os programas de alfabetização estão alcançando uma maior parcela da população, mas diante da significativa população de analfabetos, podem ser considerados insuficientes. Desta forma, os cursos de alfabetização têm-se mostrado ineficientes em alfabetizar as pessoas com mais de 15 anos.

4. Estimando o efeito da frequência em curso de alfabetização de adultos sobre o analfabetismo no Ceará

Contribuindo para nossa avaliação dos programas de combate ao analfabetismo, utilizaremos uma metodologia econométrica para variáveis binárias como os dados da PNAD, possibilitando avaliar o efeito que causa frequentar um curso de alfabetização sobre a condição de ser ou não analfabeto. Ou seja, iremos verificar se há uma relação estatisticamente significativa entre frequentar curso de alfabetização e não ser analfabeto, o que seria uma evidência no que se refere à efetividade dos programas de alfabetização.

4.1. Base de dados

Para a estimação do modelo econométrico, utilizou-se as informações da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílio - PNAD de 2005, disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. Para explicação da condição de analfabetismo de um indivíduo, foram consideradas as variáveis com as características individuais descritas na tabela a seguir:

TABELA 4.1:
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO MODELO ECONOMETRICO

Variável	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Analfabeto	0.1880	0.3907	0	1
Idade	37.5989	17.3666	15	98
Sexo (Masculino)	0.4740	0.4993	0	1
Cor (branca)	0.3492	0.4767	0	1
Freqüentou Escola	0.8928	0.3094	0	1
Freqüentou CAA	0.0258	0.1586	0	1
RMF	0.6269	0.4837	0	1
Urbana	0.8395	0.3671	0	1

Fonte: Elaboração dos autores.

A amostra é constituída por 17.208 pessoas que residem no Estado do Ceará com 15 anos ou mais. Como variáveis individuais serão consideradas a idade, sexo e cor. As variáveis referentes à escolaridade são dadas pela frequência escolar e frequência de curso de alfabetização de adultos. A região de moradia será classificada como metropolitana ou não-metropolitana, e rural ou urbana. Por serem qualitativas, na sua maioria, estas variáveis serão agrupadas de forma a serem expressas como 0 ou 1 dependendo da referência adotada.

4.2. Metodologia

No sentido de estimar o efeito da frequência em cursos de alfabetização de adultos sobre o analfabetismo, assim como o efeito de outras variáveis explicativas, serão utilizados modelos econométricos que buscam relacionar variáveis explicativas binárias com uma variável dependente, também binária. Esta metodologia baseia-se na evidência que para um indivíduo qualquer da população, existe uma probabilidade deste ser analfabeto ou não, independentemente de suas características individuais. No entanto, é possível determinar esta probabilidade condicionada a algumas características individuais, tais como idade, sexo e se freqüentou ou não um curso de alfabetização de adultos.

Um modelo amplamente utilizado para este fim é o modelo Probit, descrito brevemente a seguir, onde a variável dependente limitada, baseada na distribuição normal, é explicada por outras variáveis, binárias ou não, possi-

bilitando identificar que fatores são mais importantes para afetar a probabilidade de um indivíduo ser analfabeto ou não.

4.2.1. Modelo Probit

O modelo Probit assume a seguinte probabilidade condicional, onde y é a variável binária dependente e X um vetor de variáveis explicativas:

$$P(Y = 1 | X = x) = \varphi(x' \beta)$$

onde ρ é a função distribuição acumulada da normal padrão, ρ é um vetor de parâmetros a serem estimados pelo método de máxima verossimilhança.

O modelo probit pode ser generalizado a partir de uma variável latente Y^* da seguinte forma:

$Y^* = X' \beta + \varepsilon$, onde $\varepsilon | X \sim N(0;1)$ e Y é um indicador de Y^* , de forma que:

$$Y = 1_{(Y^* > 0)} = \begin{cases} 1 & \text{se } Y^* > 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases},$$

Assim, podemos considerar que a probabilidade de uma pessoa ser analfabeta pode ser explicada diretamente pelas características consideradas no vetor X .

No entanto, existe um problema específico na estimação dos efeitos das variáveis listadas acima sobre a condição de ser analfabeto ou não. Embora exista um efeito da frequência de curso de alfabetização de adultos sobre o analfabetismo, não é difícil visualizar que existe um efeito contrário, visto que uma condição necessária para a matrícula em cursos como este é o indivíduo ser analfabeto. Assim, as estimativas deste efeito podem ser enviesadas e inconsistentes se este fato não for levado em consideração. No sentido de considerar este problema, é discutido a seguir o modelo Biprobit com equações aparentemente não-correlacionadas.

4.2.2. Biprobit com equações aparentemente não-correlacionadas

O modelo Biprobit consiste em uma generalização do modelo probit acima, considerando duas variáveis dependentes em duas equações diferentes correlacionadas pelos erros. No presente caso, o analfabetismo é considerado uma função de características individuais, onde uma delas é considerada endógena, visto que existe uma simultaneidade de forma

que o analfabetismo condiciona a frequência ao curso de alfabetização de adultos, e este provavelmente afeta a probabilidade de um indivíduo ser analfabeto.

Assumindo que Y_2^* seja a variável latente representando a condição de analfabetismo e Y_2^* represente a decisão de frequentar um curso de alfabetização. Em um modelo probit bivariado, a especificação das duas equações toma a seguinte estrutura geral:

$$Y_2^* = X_2' \beta_2 + \varepsilon_2 \quad Y_2 = 1 \text{ se } Y_2^* > 0, 0 \text{ caso contrário;}$$

$$Y_2^* = X_2' \beta_2 + \varepsilon_2 \quad Y_2 = 1 \text{ se } Y_2^* > 0, 0 \text{ caso contrário;}$$

$$E(\varepsilon_1) = E(\varepsilon_2) = 0; \text{Var}(\varepsilon_1) = \text{Var}(\varepsilon_2) = 1; \text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \rho;$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix} | X_1, X_2 \sim N \left[\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right].$$

ou seja, os erros são conjuntamente normalmente distribuídos com média zero, variâncias unitárias e coeficiente de correlação ρ . Sob a hipótese nula de que ρ é igual a zero, o modelo consiste de duas equações probit independentes, que podem ser estimadas separadamente. Se esta hipótese for rejeitada, o modelo biprobit é mais adequado.

4.3. Resultados

As tabelas a seguir apresentam a estimação de modelos econométricos que buscam uma explicação mais detalhada dos fatores que contribuem para uma pessoa ser analfabeta.

Iniciamos a análise com a estimação do modelo probit apresentada na tabela 4.2 a seguir, com a variável dependente binária sendo a caracterização do indivíduo quanto à capacidade de ler e escrever, assumindo 1 nos casos em que pessoa seja analfabeta e 0 caso contrário. Como discutido anteriormente, esses resultados devem ser encarados com cautela em função do problema de endogeneidade entre analfabetismo e frequência de cursos de alfabetização.

TABELA 4.2:
RESULTADO DA REGRESSÃO – PROBIT

Analfabetismo	Coefficiente	dy/dx	Desvio-Padrão	Valor P
Freqüentou CAA	1.3832	0.4745	0.0738	0.0000
Sexo	0.2515	0.0569	0.0250	0.0000
Idade	0.0298	0.0066	0.0007	0.0000
Cor	-0.2912	-0.0623	0.0270	0.0000
Rmf	-0.4657	-0.1112	0.0280	0.0000
Urbana	-0.4350	-0.1130	0.0337	0.0000
Constante	-1.5890	-	0.0426	0.0000
	Nº de obs.	11580	Pseudo R²	0,4109

Fonte: Elaboração dos autores.

Dentre as variáveis que explicam o analfabetismo, observa-se que todas são estatisticamente significantes e possuem o sinal esperado, com exceção da frequência ao curso de alfabetização de adultos. No Estado do Ceará em 2005, pessoas do sexo masculino possuem uma maior probabilidade de ser analfabetas do que as do sexo feminino. Da mesma forma, pessoas mais velhas possuem uma maior chance de não saber ler e escrever. Da tabela acima, podemos ver ainda que pessoas que se declaram brancas possuem uma menor probabilidade de serem analfabetas no Estado do Ceará. O fato de o indivíduo residir na RMF e/ou urbana afeta negativamente a probabilidade de um indivíduo ser analfabeto.

Ainda na tabela 4.2, observa-se que a frequência de cursos de alfabetização de adultos exerce um efeito positivo sobre o analfabetismo. Como discutido anteriormente, essa estimativa não é confiável em função do problema de simultaneidade entre essa variável e a variável dependente, gerando endogeneidade no modelo.

No sentido de corrigir esta dificuldade e estimarmos consistentemente o efeito da frequência de cursos de alfabetização de adultos, procedemos com a estimação de um modelo probit com equações aparentemente não correlacionadas, onde a variável endógena é considerada como variável dependente da segunda equação. Com este procedimento, controlamos uma parte significativa da simultaneidade, possibilitando um resultado mais consistente. A tabela 4.3 apresenta estas estimativas.

TABELA 4.3:
RESULTADO DA REGRESSÃO - BIPROBIT COM EQUAÇÕES
APARENTEMENTE NÃO-CORRELACIONADAS

Analfabetismo	Coefficiente	dy/dx	Desvio-Padrão	Valor P
Freqüentou CAA	-0.0391	-0.0086	0.5347	0.9420
Sexo	0.2573	0.0582	0.0246	0.0000
Idade	0.0307	0.0069	0.0007	0.0000
Cor	-0.3108	-0.0664	0.0271	0.0000
Rmf	-0.5165	-0.1242	0.0316	0.0000
Urbana	-0.4519	-0.1181	0.0330	0.0000
Constante	-1.5344	-	0.0500	0.0000
Freqüentou Curso de Alfabetização de Adultos				
Sexo	0.1188	0.0041	0.0440	0.0070
Idade	0.0177	0.0006	0.0012	0.0000
Cor	-0.2961	-0.0094	0.0505	0.0000
Rmf	-0.6311	-0.0276	0.0516	0.0000
Urbana	-0.2728	-0.0117	0.0509	0.0000
Constante	-2.2009	-	0.0736	0.0000
N° de obs. = 17280				
$\rho = 0.5719179$ $\chi^2 = 8.46334$ Prob. = 0.0036				

Fonte: Elaboração dos autores a partir do resultado da regressão

Observando os resultados apresentados na tabela 4.3, percebe-se que não há alterações significativas nos valores dos coeficientes estimados pelo modelo probit simples, com exceção da frequência em cursos de alfabetização, que muda de sinal e passa a ser não significativa. Além disso, pode-se observar que as variáveis que afetam a probabilidade de um indivíduo ser analfabeto exercem um efeito similar sobre a probabilidade de este ter frequentado um curso de alfabetização de adultos.

O coeficiente de correlação ρ mede a correlação entre os termos de distúrbios das duas equações. Como esperado, o valor estimado deste coeficiente foi positivo e estatisticamente significativo, indicando que estas duas situações, analfabetismo e frequência em cursos de alfabetização, são diretamente dependentes, e que as equações de devem ser estimadas conjuntamente.

te em um modelo biprobit ao invés de equações probit separadas.

O resultado apresentado na tabela 4.3 acima, onde a frequência de cursos de alfabetização de adultos não apresenta um efeito significativo para alterar a condição de um indivíduo deixar de ser analfabeto, corrobora a análise da seção anterior, que considera que os cursos de alfabetização de adultos não têm sido efetivos para a redução do analfabetismo no Estado do Ceará, pelo menos até o ano de 2005.

Uma vez que os parâmetros tenham sido obtidos, pode-se considerar os efeitos marginais das variáveis independentes sobre as probabilidades de ser analfabeto e frequentar um curso de alfabetização de adultos.

A tabela 4.3 apresenta as estimativas dos efeitos marginais. Os efeitos marginais correspondem a mudanças na probabilidade estimada dada uma variação de um por cento (1%) na variável explicativa que seja estatisticamente significativa. No caso de variáveis explicativas *dummy*, os efeitos marginais correspondem a uma variação discreta de 0 para 1.

Indivíduos do sexo masculino têm 25,73% a mais de chance de serem analfabetos, enquanto a chance de frequentarem um curso de alfabetização é apenas 11,88% maior. Os indivíduos que moram na Região Metropolitana de Fortaleza possuem uma probabilidade 51,65% menor de serem analfabetos. Enquanto que os que moram na zona urbana têm 45,196% a menos de chance de serem analfabetos.

Pode-se obter, ainda a partir do modelo biprobit estimado acima, a probabilidade de um indivíduo ser analfabeto condicionado ao fato de este ter frequentado um curso de alfabetização. O valor encontrado foi de 67,91%, isto é, dado que o curso mais elevado que uma pessoa frequentou foi o de alfabetização de adultos, a probabilidade de esta ser analfabeta é de 67,91%.

Obviamente, a probabilidade não-condicional de um indivíduo ser analfabeto pode ser expressa pela taxa de analfabetismo no Ceará em 2005, 22,6%. Considerando que uma condição necessária para uma pessoa frequentar um curso como este seja a de ser analfabeta, não deve parecer estranho que a probabilidade condicional seja maior que a probabilidade simples; no entanto, a diferença significativa nos leva mais uma vez à conclusão que os cursos de alfabetização de adultos não têm sido efetivos para reduzir o analfabetismo.

5. Considerações Finais

Os resultados do presente estudo evidenciaram que os programas de alfabetização estão alcançando uma maior parcela da população, mas diante da significativa população de analfabetos, ainda podem ser considerados insuficientes. No Ceará, tanto o ensino fundamental e, principalmente, os cursos de alfabetização estão mostrando-se ineficientes em alfabetizar as pessoas com mais de 15 anos.

Os modelos econométricos estimados não conseguiram captar nenhum efeito estatisticamente significativo da frequência em cursos de alfabetização de adultos sobre o analfabetismo, corroborando a análise descritiva que evidencia que uma porcentagem significativa das pessoas que concluem esses cursos continuam analfabetas.

Essas evidências e os achados do presente estudo permitem concluir que os programas de combate ao analfabetismo devem reconsiderar suas estratégias de alfabetização, visando tornarem-se mais efetivos. Tais mudanças de estratégia poderiam levar em conta a possibilidade de ampliação da duração do curso de alfabetização, a mudança da metodologia utilizada, assim como o público alvo.

Além disso, independentemente da faixa etária, os alunos recém-alfabetizados poderiam ser imediatamente encaminhados ao processo regular de escolarização. Isso evitaria um problema esperado em programas de alfabetização em massa de curta duração: o retorno à condição de analfabeto em curto prazo de tempo.

Esta percepção dos problemas existentes no programa de alfabetização de adultos já existe e está incorporada ao atual programa “Brasil Alfabetizado”, que em 2007, está sendo modificado neste sentido. Algumas das principais mudanças são: a ampliação do período do curso de alfabetização de seis para até oito meses; aumento de 50% nos recursos para a formação dos alfabetizadores; ampliação da quantidade de turmas, principalmente em regiões com baixa densidade populacional e em comunidades populares de periferias urbanas; além da implantação de um sistema integrado de monitoramento e avaliação do programa.

Desta forma, fica evidenciado que o desafio é delinear políticas educacionais que possibilitem uma maior eficácia no combate ao analfabetismo, buscando possibilitar, o mais rapidamente possível, o fim deste problema que aflige a nossa sociedade e que ainda se constitui como um entrave ao desenvolvimento nacional.

6. Referências Bibliográficas

BELTRÃO, KAIZÔ I. **Alfabetização por Sexo e Raça no Brasil: Um Modelo Linear Generalizado para Explicar a Evolução no Período 1940-2000, Texto para Discussão IPEA N° 1003**, Rio de Janeiro, 2003.

BARROS, R. P., MENDONÇA, R. SANTOS, D. D. e QUINTAES, G. Determinantes do Desempenho Educacional no Brasil, **Texto para Discussão IPEA N° 834**, Rio de Janeiro, 2001.

CASTRO-CALDAS, A., PETERSSON, K. M., REIS A., STONE-ELANDER, S., INGVAR, M. **The Illiterate Brain: Learning to Read and Write During Childhood Influences The Functional Organization of the Adult Brain**, *Brain* 121, p. 1053-1063, 1998.

DIAS, J., DIAS, M. H., **Educação dos Jovens, Analfabetismo e o Custo Governo: Teoria e Aplicações Econométricas para o Brasil**. ANPEC, 2004.

HOLANDA, M.C. et al. **As metas do milênio e os avanços socioeconômicos do Ceará**. Fortaleza: IPECE, 2006.

HOLANDA, M. C. et al. **O Analfabetismo no Ceará: Caracterização e Tendências Recentes**. Fortaleza: IPECE, 2006b.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD) – 1992, 2002, 2003, 2004 e 2005**.

INEP. **Mapa do analfabetismo no Brasil**. Brasília: INEP. Disponível em: <http://www.inep.gov.br/estatisticas/analfabetismo/> Acesso em: 06 out. 2006.

IPEA. **Brasil: o estado de uma nação – mercado de trabalho, emprego e informalidade**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006.

IPECE. **Síntese dos indicadores sociais do Ceará – 2004**. Fortaleza: IPECE, 2006.

PREAL. **Quantidade sem Qualidade. PREAL**, Washington, DC, 2006. <http://www.preal.org>.

RIBEIRO, V.M., **Questões em torno da construção de indicadores de analfabetismo e letramento. Educação e Pesquisa**, São Paulo, V.27, n.2, p.283-300, jul./dez. 2001.

SOUZA, MARCELO M. C. **O Analfabetismo no Brasil sob o Enfoque Demográfico, Texto para Discussão IPEA N°639**, Brasília, 1999.

A Cultura da Mamona e sua Lógica Econômica e Social

Paulo Araújo Pontes¹

Bruno Moreira Wichmann²

Rogério Barbosa Soares³

Pedro Jorge Ramos Vianna⁴

Marcos Costa Holanda⁵

Resumo

A inclusão social das parcelas mais pobres da população é um dos desafios enfrentados pelos gestores públicos brasileiros. O lançamento do programa do biodiesel no Brasil possibilitou a criação de uma estratégia de combate à pobreza onde o mote seria o de beneficiar a agricultura familiar, especialmente a localizada no Nordeste, através do estímulo ao cultivo de mamona (insumo para a produção de Biodiesel). Neste artigo, foram construídos diversos cenários para a produção de mamona no Ceará, possibilitando a identificação de algumas limitações das políticas de combate à pobreza centradas na produção desta oleaginosa. Fatores como baixa produtividade, o baixo preço do caroço *in natura* e alto custo de produção do biodiesel a partir do óleo de

¹ Analista de Políticas Públicas; Mestre em Economia pela UFC.

² Analista de Políticas Públicas; Mestre em Economia pela UFC; Professor da UFC.

³ Analista de Políticas Públicas; Mestre em Economia Rural pela UFC.

⁴ Coordenador da Unidade de Economia e Estatística do INDI; Professor da UFC.

⁵ Diretor Geral do IPECE; Ph.D. em Economia – *University of Illinois*.

mamona são exemplos destas limitações. Para que tal política obtenha o sucesso almejado será necessária a adoção de outras medidas que solucionem os problemas aqui apontados.

Palavras-Chave:

Abstract

One of the greatest challenges of Brazilian's policy makers is the social inclusion of the poorest population. The Biodiesel Program made possible to create a new strategy against poverty where the main focus would be the small rural producer in the Northeast of Brazil. This would be accomplished through incentives to increase castor beans production (one of the possible input of Biodiesel production). This research tries to access what would be the benefits of the program through various simulations for the castor beans production. We conclude that factors as low productivity, low castor beans supply price and high production cost leads to limited impacts from the program.

Key-Words:

1. Introdução

A inclusão socioeconômica de populações marginalizadas é um dos principais desafios presenciados pelos governos locais e nacionais no Brasil. Neste sentido, diversas políticas de distribuição de renda têm sido implementadas desde a década de 1990.

Em 2003, o Governo Federal lançou o Programa Nacional de Produção de Biodiesel (PNPB) que incentiva a produção e uso do biodiesel e tem por objetivo promover a inclusão social e o desenvolvimento regional de forma sustentável. Desta forma, foi proposto que parte da matéria-prima utilizada na produção deste combustível seja fornecida pela agricultura familiar. No Ceará, e de uma forma geral no Nordeste, a mamona seria a principal cultura enquadrada neste caso.

Neste sentido, vários estudos apontam para a viabilidade técnica de produção da mamona no Nordeste e, mais especificamente, no Ceará. No entanto, faltam estudos que analisem a viabilidade econômica de projetos de inclusão

social através da agricultura familiar baseada na produção de mamona. Este será o principal propósito deste trabalho.

Para esta tarefa, serão identificadas possíveis restrições econômicas ao desenvolvimento desta cultura, além de realizar uma análise da produção de mamona frente a outras culturas de sequeiro. Complementarmente, será estimado o custo e o benefício gerado por uma política de inclusão social baseada na produção da mamona.

Este trabalho encontra-se organizado em sete seções, sendo a primeira esta introdução. Em seguida, é realizada uma breve análise da produção da mamona no Ceará nos últimos 60 anos. Uma breve apresentação do programa do biodiesel, como possibilidade de revitalização da cultura de mamona, é realizada na terceira seção. Na quarta seção, são identificadas algumas restrições econômicas que poderão comprometer, em futuro breve, o crescimento da produção de mamona no Ceará. A comparação da cultura de mamona com outras culturas de sequeiro é realizada na quinta seção. Na seção subsequente é realizada uma análise de como ocorreria a inclusão social, bem como os custos e os benefícios advindos desta política. A sétima seção conclui o trabalho.

2. Breve Histórico

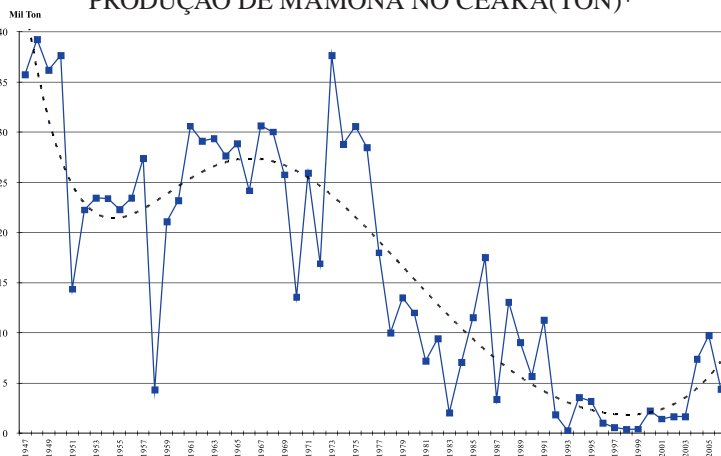
A mamona é uma cultura industrial explorada no Nordeste em função do óleo contido em suas sementes e resistente à seca. Segundo relatório elaborado em 2003 pelo Instituto Agropolos, essa oleaginosa já ocupou 60 mil hectares no Ceará.

Apesar de sua adaptabilidade ao semi-árido, a produção desta oleaginosa vem decrescendo no Ceará, como pode ser observado pelo Gráfico 1, desde a década de 1950. Deve-se destacar que esta tendência de queda foi interrompida por dois momentos, primeiro durante a década de 1960 e, posteriormente, do ano de 2003 em diante.

É importante ressaltar que a redução da produção foi verificada em todo o território nacional, sendo possível destacar, entre as causas que justificam esta redução, os seguintes fatores (Ponchio, 2003 pág. 25): “Desorganização e inadequação do sistema de produção: uso de sementes impróprias; dificuldade de obtenção e falta de sementes melhoradas; emprego de práticas culturais

inadequadas; etc.; Desorganização do mercado interno: poucos agentes atuam na comercialização e é igualmente restrito o número de compradores; Baixos preços pagos aos produtores; Problemas com a oferta de crédito e assistência técnica; Nos locais de cultivo ausência de práticas de rotação de culturas”.

GRÁFICO 1:
PRODUÇÃO DE MAMONA NO CEARÁ(TON)*



Fonte: IBGE

*A linha tracejada representa a tendência da produção.

No entanto, o lançamento do PNPB, pelo Governo Federal, tem servido de pretexto para o ressurgimento da cultura da mamona no Ceará, haja visto a possibilidade de utilizá-la como matéria prima para a produção de biodiesel. Como resultado desta nova realidade houve o incremento da produção de mamona no Ceará em anos recentes, como pode ser visto no Gráfico 1.

Além dos incentivos federais o Governo cearense lançou mão de uma política de incentivo à produção da mamona, sob a qual as principais ações são as seguintes: distribuição de sementes selecionadas; capacitação de técnicos agrícolas e produtores rurais; e criação do agente rural da mamona. Assim, a atuação do Governo Estadual ocorre de forma complementar à do Governo Federal.

Apesar dos incentivos, houve uma significativa quebra de produção de mamona entre os anos de 2005 e 2006, quando a produção caiu de 9,7 mil toneladas para 4,3 mil toneladas. O baixo preço do quilo da baga recebido pelo

produtor, segundo periódicos locais¹, é apontado como uma das principais causas para esta quebra.

Cumpre, assim, analisar com maior profundidade o potencial econômico e os fatores que limitam a produção de mamona no Estado do Ceará. Este será o objetivo dos próximos tópicos.

3. A oportunidade do biodiesel

A crise de abastecimento do petróleo, ocorrida na década de 1970, incentivou a busca por fontes de energias renováveis nos mais diversos países. No Brasil, esta preocupação resultou no lançamento de dois combustíveis de origem vegetal: o álcool e o biodiesel. Relativamente ao primeiro foi lançado o programa Pró-Álcool, que utilizava a cana-de-açúcar como matéria prima. Destaque-se que, ainda hoje, o álcool é utilizado como combustível automotivo.

Já o interesse no biodiesel, apesar do sucesso inicial, diminuiu sensivelmente após a queda do preço do petróleo, no início da década de 1980. No entanto, alguns países europeus, notadamente a Alemanha e a França, continuaram a desenvolver o uso automotivo do biodiesel. Neste caso, a tônica dos programas nacionais era a conservação do meio-ambiente, ou seja, o uso de um combustível não poluente no lugar daquele de origem fóssil.

A questão ambiental serviu, em anos recentes, para o ressurgimento do biodiesel como alternativa de combustível automotivo no Brasil. Isto ocorreu por que o diesel mineral necessita da adição de enxofre para ser utilizado em motores automotivos. Esta mistura garante que o óleo combustível atue na lubrificação de partes móveis do motor. Porém, o uso do enxofre foi proibido por questões ambientais.

Neste caso, a adição de 2% de óleo de origem vegetal ao diesel mineral garante a lubricidade necessária para o uso do diesel combustível em motores à explosão. Adicionalmente, foi lançado, em 2004, o PNPB que, entre outras medidas, estabelecia² a adição de 2%, a partir de 2008, de biodiesel ao óleo mineral. Até o ano de 2013 esta mistura deverá ser de 5%.

¹ Ver matéria do Diário do Nordeste do dia 11 de setembro de 2006.

² Através da Lei n° 11.097.

Dado que, em 2005, o consumo de óleo diesel no Brasil, segundo a Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP), era da ordem de 39,1 milhões de metros cúbicos, estima-se que, caso a adição de 2% de biodiesel já fosse obrigatória em 2005, haveria uma demanda, no país, próxima dos 782 mil metros cúbicos de biodiesel.

No Nordeste, ainda em 2005, o consumo de óleo diesel foi de 5,7 milhões de metros cúbicos, segundo a ANP, representando, assim, no caso da adição de 2% de biodiesel, uma demanda em torno dos 114 mil metros cúbicos do óleo vegetal. Especificamente no Ceará esta demanda, em 2005, seria ao redor de 11,3 mil metros cúbicos de biodiesel.

Entre as matérias-primas que podem ser utilizadas para a produção do biodiesel destacam-se as seguintes: mamona; soja; palma de dendê; óleos utilizados em frituras; gordura animal; semente de girassol; milho; algodão etc.

Além da introdução do percentual mínimo na mistura com o diesel combustível, o Governo Federal criou³, em 2004, o selo “Combustível Social”, estabelecendo limites de isenção fiscal para a produção de biodiesel. Este Selo é concedido aos produtores de biodiesel que adquirem matéria-prima de agricultores familiares enquadrados no Programa Nacional de Agricultura Familiar (PRONAF). Pretende-se, assim, promover a inclusão social das pessoas ocupadas na agricultura familiar.

Segundo os regulamentos do Selo, o produtor que utilizar como matéria-prima a mamona ou amêndoa da palma cultivadas nas Regiões Norte, Nordeste ou Semi-árido, terão uma redução de 77,5% das contribuições para o PIS/PASEP e da COFINS. Caso a matéria-prima seja proveniente do semi-árido e de agricultor enquadrado no PRONAF, esta redução será de 100%.

Observa-se, portanto, que os incentivos providos pelo Governo Federal direcionaram-se, principalmente, para o produtor de biodiesel, refletindo-se, indiretamente, no produtor rural. Pode-se afirmar que o Governo Federal concedeu um tratamento privilegiado para os produtores de biodiesel que utilizem a mamona como matéria-prima principal.

Diante deste cenário é que se verificou o crescimento da produção da

³ Através do decreto n° 5.297.

mamona no Ceará entre os anos de 2003 e 2005. No entanto, o ano de 2006 foi marcado por uma reversão da produção de mamona no Estado. Na próxima seção serão abordadas algumas das possíveis causas que estão concorrendo para este fenômeno.

4. Restrições à produção da mamona

Na primeira seção foi dito que a mamona é uma oleaginosa resistente ao fenômeno da seca, portanto, seu cultivo é possível no semi-árido cearense. Desta forma, assume-se neste trabalho que não há maiores restrições técnicas à produção da mamona no sertão cearense. Assim, analisar-se-á aqui apenas as restrições econômicas.

A primeira restrição, aqui discutida, é o baixo preço pago ao agricultor cearense pelo quilograma de baga de mamona, quando comparado com os valores observados no Nordeste e no Brasil. Os dados são apresentados na Tabela 1.

O menor preço recebido pelo produtor de mamona no Ceará pode ser uma consequência de um mercado comprador concentrado, ou seja, há poucas empresas ou consumidores, no Ceará, para o caroço de mamona. Em outras palavras, este mercado pode ser caracterizado como um monopólio ou oligopólio.

TABELA 1:
PREÇO MÉDIO DO QUILOGRAMA DA MAMONA NO BRASIL,
NORDESTE E CEARÁ (R\$ CORRENTE)

Ano	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Brasil	0,21	0,24	0,22	0,27	0,37	0,39	0,39	0,27	0,83	0,98	0,57
Nordeste	0,22	0,25	0,22	0,26	0,38	0,36	0,38	0,26	0,86	1,02	0,56
Ceará	0,20	0,21	0,24	0,24	0,25	0,29	0,33	0,37	0,68	0,64	0,53

Fonte: IBGE

A hipótese do mercado comprador da baga ser restrito a poucos consumidores fica mais forte se for observado o parque produtor de biodiesel do Ceará, que é apresentado no Quadro 1. Como pode ser observado no referido Quadro, uma única empresa, em 2006, detinha mais de 99,9% da capacidade de produção de combustível vegetal no Estado.

QUADRO 1:
USINAS DE BIODIESEL DE MAMONA IMPLANTAÇÃO ATUAL
E PROJETADA

Discriminação	Ano de	Cap. (l/d)	Capacidade (L/ano)	Prod. Biodiesel (L)	Invest. R\$ 1.000,00	Situação atual
Usina piloto de Quixeramobim	2004	500	150.000	17.000	200	construída
Usina Nutec/Tecbio	2005	1.000	300.000	0	1.000	Construída
Usina NUTEC/TECBIO	2006	1.000	300.000	0	1.000	Em construção
Usina de Taua	2006	1.000	300.000	?	600	Construída
Usina de Piquet Carneiro	2006	1.000	300.000	0	600	Construída
Usina da Brasil Ecodiesel Crateús	2006	340.000	102.000.000	0	20.000	Construída
Usina da PETROBRAS Quixadá	2006	166.000	50.000.000	0	?	Elab. de projeto
Total de biodiesel		510.500	153.350.000			

Fonte: SEAGRI

Deve-se frisar que, mesmo quando a Petrobrás concluir a instalação de sua unidade de produção, em Quixadá, a Brasil Ecodiesel continuará detendo mais de 67% da capacidade de produção de óleo vegetal do Estado, isto é, esta empresa ainda concentrará parcela significativa do mercado consumidor de baga de mamona no Ceará. Assim, o produtor cearense permanecerá com poucas opções para vender sua produção.

A existência de poucos compradores de mamona é um problema antigo e, como frisado anteriormente, foi uma das causas para a queda da produção da mamona no Brasil⁴.

Como reflexo do baixo preço pago pela mamona, o agricultor acaba obtendo uma pequena renda desta cultura. De fato, como pode ser observado no Gráfico 2, a renda por hectare⁵ de mamona atingiu seu máximo na década de 1970 e, desde então, apresenta tendência de queda. Destaque-se que nos dois últimos anos da série a renda bruta (sem custos de produção) não passou dos R\$ 500,00 por hectare ao ano.

⁴ Supõe-se que se uma empresa atua em um mercado monopsonico ela exercerá poder sobre o preço de compra de suas matérias primas.

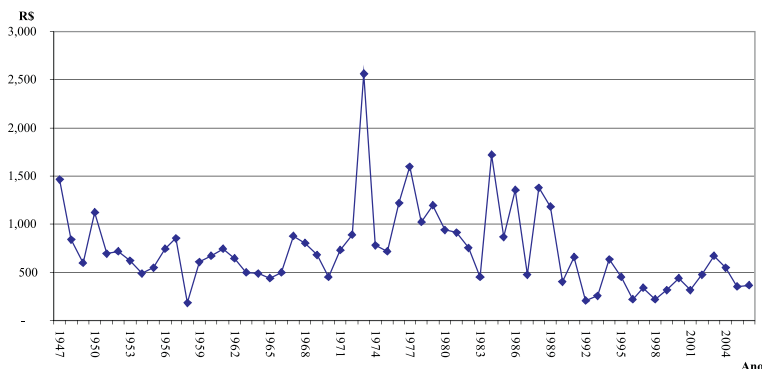
⁵ O preço do quilo da mamona vezes a produtividade por hectare.

Assim, observa-se que, no Ceará, os baixos preços de venda desta oleaginosa, aliados à sua reduzida produtividade, estão resultando em uma pequena renda para o agricultor. Desta forma, esta situação pode servir de incentivo para que o produtor, na área de sequeiro, opte por dedicar-se a outras culturas. Mais adiante esta discussão será realizada com maiores detalhes.

Como o principal motivo para a revitalização da cultura da mamona é a possibilidade de seu uso como matéria prima para produção de biodiesel, uma segunda restrição à sua produção é o custo da elaboração deste biocombustível a partir da baga de rícino.

GRÁFICO 2:

RENDA BRUTA POR HECTARE DE MAMONA NO CEARÁ (R\$ DE 2006)



Fonte: IBGE

Em levantamento realizado pelo CEPEA (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada), da USP, para plantas integradas⁶ de produção de biodiesel de 40.000 ton/ano, foi calculado o custo de produção deste combustível⁷ para diversas fontes de matéria primas disponíveis nas regiões brasileiras. Os custos são apresentados na Tabela 2.

Um primeiro fato que chama atenção, na Tabela 2, é que o biodiesel produ-

⁶ Nas plantas integradas de biodiesel é realizado o esmagamento do caroço para produção de óleo vegetal e, posteriormente, o processo químico de produção de biodiesel.

⁷ Foram desconsiderados, no referido estudo, os custos administrativos. Assim, foram utilizados apenas os custos de produção do biodiesel. Nos valores aqui reportados não são considerados os impostos incidentes na comercialização e produção do biodiesel e matérias primas.

zido a partir do caroço de algodão no Nordeste é o que apresenta o menor custo no Brasil. Por outro lado, o biodiesel produzido da baga da mamona, na mesma Região, apresenta o maior custo de produção entre todas as possibilidades nacionais. Ou seja, o biodiesel de mamona produzido no Nordeste apresenta custo mais de três vezes superior à opção de menor custo disponível no Brasil.

TABELA 2:
CUSTO DE PRODUÇÃO DO BIODIESEL A PARTIR DE
MATÉRIA-PRIMA AGRÍCOLA COMPRADA NO MERCADO
EM PLANTA DE 40 MIL T/ANO - SAFRA 2004/05 (R\$/L)

Cultura	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Soja	0,902	0,951	1,372	1,424	0,952
Dendê	1,324	-	-	-	-
Mamona	-	2,29	-	-	-
Caroço de algodão	-	0,712	-	-	0,975
Amendoim	-	-	1,874	-	-
Girassol	-	-	0,859	0,889	1,253

Fonte: CEPEA, 2006.

O elevado custo de produção do biodiesel obtido da mamona constitui um possível e sério entrave para o uso desta oleaginosa como matéria prima de biocombustíveis. O mesmo estudo do CEPEA ressalta que este custo pode ser reduzido para R\$ 1,585/l, desde que a usina opte pela integração da produção agrícola, isto é, passe a ser responsável, também, pela produção da mamona. No entanto, neste último caso, a agricultura familiar seria excluída da cadeia produtiva do biodiesel.

Uma terceira restrição econômica é consequência do fato do preço do biodiesel, quando é utilizada a mamona como matéria prima, ser inferior ao custo de produção. Segundo dados do CEPEA, o custo de produzir 1 litro de biodiesel a partir da mamona é de R\$ 2,219, enquanto que o preço obtido no quarto leilão, em julho de 2006, foi de R\$ 1,73/l de biodiesel. Portanto, é de se esperar que o produtor de biodiesel relegue o rícino a segundo plano, preferindo utilizar outras oleaginosas como matéria prima.

5. A Mamona versus outras Culturas de Sequeiro

Esta seção analisa as principais culturas de sequeiro no Ceará. O objetivo é estabelecer parâmetros de comparação entre a mamona e as potenciais lavouras substitutas na produção, ou seja, os cultivares que podem representar melhor custo de oportunidade frente à mamona. As culturas aqui abordadas são as seguintes: o algodão, o arroz, o feijão, a mandioca e o milho.

Neste sentido, deve-se analisar qual cultura de sequeiro possibilita maior renda para o agricultor familiar, o que torna necessário considerar dados sobre preço, quantidade produzida, área plantada, produtividade, receita bruta por hectare e valor da produção para cada cultura. Na Tabela 3, são apresentados estes dados para as safras de 2005 e 2006, atualizados, sempre que necessário, pelo IGP-DI para reais de 2006.

Na Tabela 3, observa-se que a única cultura onde ocorreu aumento do preço foi o arroz, que subiu 30% de 2005 para 2006. Esta alta, aliada ao aumento de 12% na produção, proporcionou uma safra de valor superior a R\$ 55 milhões em 2006, representando um crescimento de quase 50% em relação a 2005.

Os preços da mamona e da mandioca permaneceram praticamente constantes de 2005 para 2006. No entanto, a mamona sofreu uma redução de 56% no valor da produção, ocasionada pela abrupta queda da quantidade ofertada. A mandioca obteve um aumento de 4% no valor da produção.

Apesar dos preços do feijão e do milho terem caído 10% e 5%, respectivamente, estas culturas obtiveram aumentos de 74% e 157%, nesta ordem, no valor da produção.

O algodão experimentou uma queda de preço de 17% o que, aliado ao decréscimo na produção, ocasionou uma redução de 34% no valor da produção.

A maior receita bruta por hectare, durante o ano de 2006, foi a do arroz, que gerou R\$ 1.718,00 por hectare. Considerando que cada família cultive uma propriedade rural de três hectares, obtem-se uma receita familiar anual de R\$ 5.154,00 proveniente do arroz, o que corresponde a uma receita familiar mensal de aproximadamente R\$ 430,00. Os números não são animadores no caso da mamona. Na última colocação no *rank* das receitas brutas por hectare em 2006, a receita anual gerada pela mamona é de apenas R\$ 361,00 por

hectare. Em três hectares, esta cultura renderia cerca de R\$ 1.080,00 ao ano, o que corresponde a uma receita familiar mensal de R\$ 90,00, muito abaixo dos R\$ 275,00 da mandioca, ou dos R\$ 158,00 do algodão, segundo e terceiro lugar, respectivamente, no *rank* das receitas por hectare.

TABELA 3:
CULTURAS DE SEQUEIRO NO CEARÁ

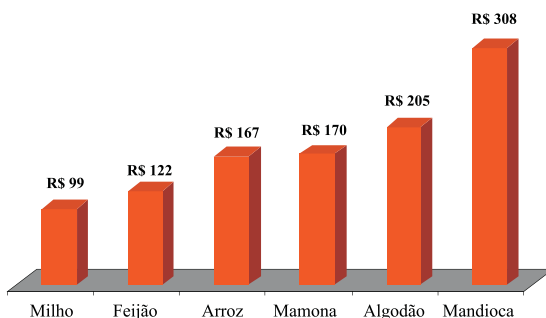
Discriminação	Algodão		Arroz		Feijão		Mamona		Mandioca		Milho	
	2005*	2006**	2005*	2006**	2005*	2006**	2005*	2006**	2005*	2006**	2005*	2006**
Preço (R\$/kg)	1,11	0,92	0,42	0,55	1,25	1,13	0,53	0,52	0,11	0,11	0,41	0,39
Quantidade (ton)	8.577	6.854	88.824	100.249	132.366	253.258	9.765	4.393	826.017	860.780	281.713	760.231
Área (ha)	10.288	9.970	34.160	32.020	494.132	547.178	14.050	6.313	93.650	88.602	568.753	639.205
Produtividade (kg/ha)	834	687	2.600	3.131	268	463	695	696	8.820	9.715	495	1.189
Receita Bruta aa (R\$/ha)	925	631	1.095	1.718	334	525	370	361	995	1.102	203	466
Valor da Produção aa (R\$ 1.000)	9.519	6.287	37.413	55.026	165.078	287.357	5.202	2.280	93.158	97.638	115.734	297.843

Fonte: * PAM/IBGE ** LSPA/IBGE

Se o interesse é conhecer a renda que o agricultor se apropria, devemos calcular as margens, medidas em reais por hectare, de cada cultura. Para tanto, foram utilizados dados dos custos dos insumos estimados pela Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural (EMATERCE). Observa-se no Gráfico 9, o valor dos custos de implementação, por hectare, de cada lavoura. A mamona é a terceira cultura mais dispendiosa, segundo os dados da EMATERCE, com custo de R\$ 170,00⁸ por hectare para a aquisição dos insumos necessários à produção.

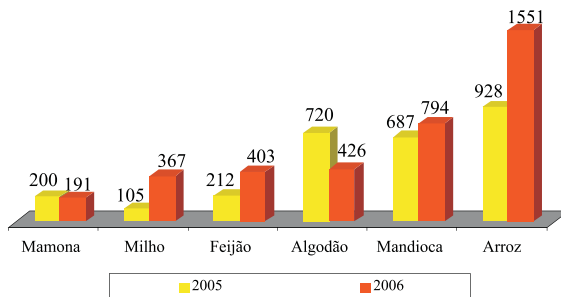
⁸ Semente (R\$ 20,00), formicida (R\$ 8,00), inseticida (R\$ 32,00), adubo orgânico (R\$ 100,00) e sacaria (R\$ 10,00)

GRÁFICO 9:
CULTURAS DE SEQUEIRO – CUSTO ANUAL* (R\$/ha)



* Apenas custo dos insumos. **Fonte:** Secretaria de Agricultura e Pecuária – SEAGRI, EMATERCE

GRÁFICO 10:
CULTURAS DE SEQUEIRO – MARGEM ANUAL* (R\$/ha)



* Apenas custo dos insumos. **Fonte:** IBGE (Receita) e EMATERCE (Custo)

No Gráfico 10, observa-se a margem do agricultor, para cada cultura, em 2005 e 2006. Percebe-se que o arroz é a cultura mais lucrativa, gerando para o agricultor, em 2005, R\$ 928,00 por hectare e R\$ 1.551,00 por hectare, em 2006 (aumento de 67%). A lucratividade da mamona caiu aproximadamente 5% em 2006, tornando-a a cultura menos lucrativa naquele ano. Percebe-se, portanto, que as culturas de sequeiro proporcionam, de forma geral, renda baixa para o agricultor.

5.1. Simulações de Cenários

Nesta subseção são construídos cenários hipotéticos, para que, *ceteris paribus*, seja gerada uma receita de R\$ 500,00 mensais por família⁹, no Ceará, em cada uma das lavouras analisadas anteriormente.

No primeiro, supõe-se que a produtividade e os preços observados no ano de 2005 são mantidos constantes. Assim, para alcançar a renda pretendida deve-se aumentar a área disponível para cada família. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 4.

TABELA 4:
ÁREA CULTIVADA NECESSÁRIA PARA UMA RECEITA FAMILIAR
DE R\$ 500,00

Cultura	Área Cultivada por Família Necessária (ha)
Algodão	6,48
Arroz	5,48
Feijão	17,96
Mamona	16,21
Mandioca	6,03
Milho	29,49
Algodão	6,48

Fonte: elaboração própria a partir de dados do IBGE.

No caso da mamona, observa-se na Tabela 4, que mantendo a produtividade e o preço constantes, seriam necessários mais de 16 hectares plantados por família para garantir uma receita de R\$ 500,00 mensais.

No segundo cenário, foram mantidos constantes o preço e a área plantada (3ha). Desta forma, foi calculada a produtividade necessária para que o agricultor obtenha uma renda bruta de R\$ 500 mensais. Na Tabela 5 são expostas as produtividades obtidas. No caso da mamona, seria preciso que a produtividade média quintuplicasse, o que parece ser impossível uma vez que a produtividade máxima observada no Estado foi a do município de Limoeiro do Norte (aproximadamente 1.700 kg/ha em 2005).

⁹A renda de R\$ 500,00 mensais foi utilizada por ser um valor de referência, próximo daqueles estimados em projetos de implantação da cultura de mamona.

TABELA 5:
PRODUTIVIDADE NECESSÁRIA PARA UMA RECEITA FAMILIAR
DE R\$ 500,00

Cultura	Produtividade 2005 (kg/ha)	Prod. Necessária (kg/ha)
Algodão	834	1.802
Arroz	2.600	4.748
Feijão	268	1.604
Mamona	695	3.754
Mandioca	8.820	17.734
Milho	495	4.868
Algodão	834	1.802

Fonte: elaboração própria a partir de dados do IBGE.

Por fim, no terceiro cenário, simula-se o preço do quilograma para que, dada a produtividade e a área plantada, fossem gerados R\$ 500,00 mensais de receita para cada família. A tabela 6 apresenta os resultados. Apresenta também quanto seria gasto pelo governo, *ceteris paribus*, para garantir o preço mínimo, ou seja, qual seria o custo do subsídio ao agricultor.

Percebe-se que, no caso da mamona, o preço necessário para gerar esta renda é de R\$ 2,88 por quilograma, ou seja, seria necessário um aumento de aproximadamente 340%, o que elevaria o preço a um patamar próximo daquele observado no final da década de setenta, quando o quilograma da mamona era comercializado por, aproximadamente, R\$ 2,80.

TABELA 6:
PREÇO NECESSÁRIO E CUSTO PARA O GOVERNO GARANTIR
UMA RECEITA FAMILIAR DE R\$ 500,00

Cultura	Preço 2005 (R\$/kg)	Preço Necessário (R\$/kg)
Algodão	1,11	2,40
Arroz	0,42	0,77
Feijão	1,25	7,47
Mamona	0,53	2,88
Mandioca	0,11	0,23
Milho	0,41	4,04

Fonte: elaboração própria a partir de dados do IBGE.

6. O Biodiesel como Programa de Inclusão Social

Já foi ressaltado que o Governo Federal pretende utilizar o PNPB para promover a inclusão social, tendo como marco principal a criação do selo “Combustível Social”. Neste tópico procurar-se-á definir como ocorreria esta inclusão e dimensionar seus ganhos e custos sociais.

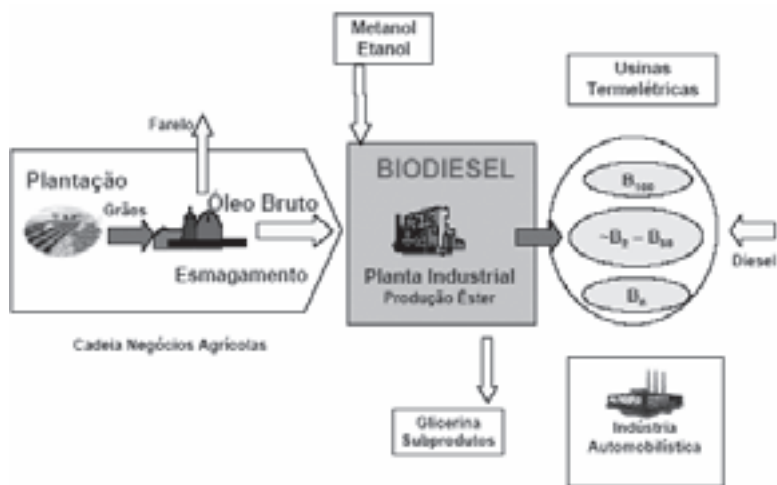
Inicialmente, é necessário ter uma visão esquemática da cadeia produtiva da produção do biodiesel, que é apresentado na Figura 1. Observa-se que esta cadeia é bastante simples, possuindo quatro elementos distintos: a plantação; o esmagador; o produtor de biodiesel; e a refinaria que mistura o biodiesel ao diesel. No primeiro elo da cadeia, a plantação, ocorre o cultivo de oleaginosas. Pretende-se que seja neste elo que venham a ocorrer os maiores benefícios sociais do PNPB. O segundo elo, o esmagamento, é constituído por empresas que compram a produção agrícola e esmagam a baga para extrair o óleo bruto. Somente após este processo é que se realiza, adicionando-se metanol ou etanol, a produção do biodiesel propriamente dito, esta é a terceira etapa. Finalmente, o biodiesel é misturado ao diesel mineral e obtém-se o produto final pronto para o consumo. Esta etapa é feita ou em uma refinaria ou distribuidor autorizado pela ANP.

Destaque-se que algumas empresas produtoras de biodiesel verticalizaram suas operações concentrando as atividades do segundo (esmagamento) e do terceiro (produção de ester) elos da cadeia produtiva de biodiesel. Este é o caso da empresa Brasil Ecodiesel, localizada no Ceará.

A produção do biodiesel deixa ainda dois subprodutos: a torta vegetal e a glicerina. A torta pode ser vendida, dependendo da matéria prima utilizada, como fertilizante ou ração animal. No caso específico da mamona, há restrições do uso da torta como ração. Já a glicerina, que é obtida após a mistura do óleo vegetal com o etanol ou metanol, possui diversas aplicações na indústria, notadamente na produção de cosméticos, alimentos e fármacos.

A integração entre os produtores de biodiesel e as empresas de refino e distribuição é realizada pela ANP através de leilões públicos. Nestes leilões são estabelecidos a cota de produção para cada empresa, o preço de venda e o período de entrega. Nos anos de 2005 e 2006 a ANP realizou quatro leilões em que foram negociados 840.000m³ de biodiesel para atender ao consumo de 2007.

FIGURA 1:
CADEIA PRODUTIVA DO BIODIESEL



Fonte: Programa Nacional de Produção e Uso de Biodiesel.

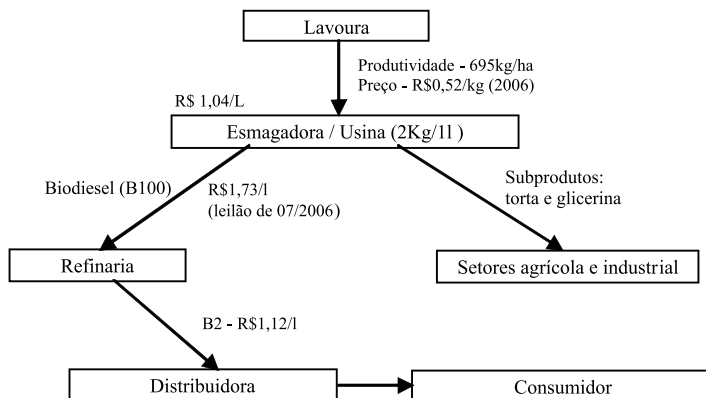
A título de exemplo, deve-se citar que no quarto leilão de compra realizado pela ANP, em julho de 2006, a Brasil Biodiesel, localizada em Crateús, arrematou mais de 88.000m³ ao preço de R\$ 1.730,00/ m³, o que equivale a R\$ 1,73 por litro de biodiesel puro (B100).

Sabe-se, ainda, que o preço da baga de mamona no Ceará, em 2006, foi estimado através do IBGE, em R\$ 0,52/kg. Portanto, é possível estimar as margens brutas obtidas por alguns dos elos da cadeia produtiva do biodiesel. Estas margens são apresentadas esquematicamente na Figura 2.

Na Figura 2 é possível verificar que para produzir aproximadamente um litro de biodiesel¹⁰ são necessários dois quilogramas de mamona em baga. Dados os preços da mamona, conclui-se que, em termos de matéria prima, o custo de produzir um litro de biodiesel é de R\$ 1,04/L. Desta forma, a margem bruta do produtor é de, aproximadamente, R\$ 0,69/L. Deve-se lembrar aqui que este é o total disponível para o produtor pagar todos os outros custos enfrentados (custos fixos, administrativos, etc).

¹⁰ Para produzir um litro de biodiesel é necessário um litro de óleo vegetal.

FIGURA 2:
PREÇO DE COMERCIALIZAÇÃO E MARGENS DE PRODUÇÃO PARA
O BODIESEL DE MAMONA



Se o produtor rural não possuir custos na produção de mamona a sua margem bruta será igual ao seu preço de venda. Assim, pode-se concluir que a margem do esmagador/usina está superior à do produtor rural.

Desta forma, para cada hectare plantado, o agricultor terá, a preços de 2006, uma renda anual bruta de R\$ 361,00. Supondo que o agricultor familiar cearense possui, em média, 3 hectares disponíveis para plantio, sua renda anual bruta seria de R\$ 1.084,00 com o cultivo da mamona. Caso o produtor rural não possua nenhuma outra fonte de renda ele deverá manter a sua família com cerca de R\$ 92,00 por mês.

Assim, para usar a produção de mamona na promoção da inclusão social, dentro do PNPB, seria necessária a adoção de medidas adicionais além da adoção do uso do selo “Combustível Social”.

6.1. A Inclusão Social via Programa do Biodiesel: Custo e Benefício

Resta ainda saber quanto seria o custo e o benefício gerado por um programa de inclusão social baseado na produção de biodiesel. Este é o propósito desta subseção.

Para estimar o custo social do Programa é necessário, em primeiro lugar, ter uma previsão da quantidade de biodiesel que será demandada. Tendo

como base o consumo de diesel no ano de 2005, que é apresentado na Tabela 7, e que será utilizado uma mistura de 2% de biodiesel, isto é, a composição do litro de combustível vendido será de 980ml de diesel mineral e 20ml do vegetal, obtêm-se uma estimativa de 782 milhões de litros para o Brasil, 114 milhões de litros para o Nordeste e 11 milhões de litros para o Ceará.

Para o Brasil, supôs-se que 50% do biodiesel necessário para a mistura do B2 seria proveniente da mamona. No Nordeste e Ceará, considerou-se, respectivamente, 75% e 100%. Assim, a demanda estimada de biodiesel da mamona seria de 391,3 milhões de litros no Brasil, 85,5 milhões de litros no Nordeste e 11,3 milhões de litros no Ceará.

TABELA 7:
CUSTO DE PRODUÇÃO DO BIODIESEL NO BRASIL, NORDESTE E CEARÁ

Discriminação	Brasil	Nordeste	Ceará
Consumo de Diesel - 2005 (L)	39.137.364.433	5.700.396.493	565.180.776
Necessidade de Biodiesel - B100 (L)	782.747.289	114.007.930	11.303.616
Participação hipotética Biodiesel Mamona	50%	75%	100%
Necessidade de Óleo da Mamona (L)	391.373.644	85.505.947	11.303.616
Necessidade de Baga da Mamona (kg)	782.747.289	171.011.895	22.607.231
Custo Total = Preço Leilão (R\$ 1,73)	677.076.405	147.925.289	19.555.255
Custo Total Biodiesel Mamona (R\$ 2,219)	868.458.117	189.737.697	25.082.723

Supondo, ainda, que para a produção de um litro de biodiesel são necessários 2kg de baga, estima-se a demanda por baga de mamona de 782 mil ton, 171,0 mil ton e 22,6 mil ton para o Brasil, Nordeste e Ceará, respectivamente.

Tendo em vista o preço pago pela refinaria, de R\$ 1,73 por litro de biodiesel (leilão de 07/2006), a estimativa do custo total de produção é de 677 milhões de Reais, para o Brasil, 147 milhões de Reais, no Nordeste, e 19 milhões de Reais, no Ceará. Caso seja considerado o custo de produção do biodiesel a partir da mamona (R\$ 2,219/l, segundo dados do CEPEA), o custo de produção seria de 868 milhões de Reais, 189 milhões de Reais e 25 milhões de Reais para, respectivamente, o Brasil, o Nordeste e o Ceará.

Os custos acima são referentes à produção de biodiesel que irão refletir-se no preço pago pelos consumidores e, se for o caso, pelo governo. Na Tabela 8 são apresentados os custos sociais da adoção do programa do biodiesel.

Inicialmente deve-se ter em mente que o preço de R\$ 1,12 do diesel é o preço de refinaria, isto é, é o valor pago pelos distribuidores à empresa que faz o refino de petróleo¹¹.

Considerando o preço do biodiesel no leilão de 07/2006 (R\$ 1,73/L) e que será adicionado 2% deste combustível no diesel vendido para o consumidor, espera-se que o impacto no custo do combustível vendido seja de, no mínimo, R\$ 0,0122/L. Dada a quantidade de diesel consumida em 2005, espera-se que no agregado o custo adicional pago pelo consumidor seja de R\$ 477,4 milhões, R\$ 69,5 milhões e R\$ 6,9 milhões no Brasil, Nordeste e Ceará, respectivamente.

TABELA 8:
CUSTO SOCIAL ESTIMADO DO BIODIESEL MAMONA

Discriminação	Brasil	Nordeste	Ceará
Preço do Diesel sem Impostos (L)	1,12	1,12	1,12
Preço do Biodiesel Leilão 06/2006 (L)	1,73	1,73	1,73
Incremento no Preço do Diesel	0,01220	0,01220	0,01220
Custo Adicional Pago pelo Consumidor	477.475.846.08	69.544.837.21	6.895.205.47
Custo Adicional do Biodiesel Mamona	191.381.712.08	41.812.408.28	5.527.467.99
Subsídio Necessário para Mamona	191.381.712.08	41.812.408.28	5.527.467.99
Custo Social do Biodiesel Mamona	668.857.558.16	111.357.245.49	12.422.673.46

Caso decida-se produzir, nas proporções citadas na Tabela 7, o biodiesel a partir da mamona ocorreria um custo adicional de R\$ 191 milhões, para o Brasil, de R\$ 41,8 milhões, para o Nordeste, e R\$ 5,5 milhões, para o Ceará. Isto se deve ao fato do custo de produção do biodiesel a partir da mamona (R\$ 2,219) ser superior ao preço pago pelo litro deste combustível (R\$ 1,73). Seria, portanto, necessário que as empresas produtoras fossem ressarcidas deste custo incremental, resultando daí a concessão de subsídios para as empresas produtoras de biodiesel, que deverá ser de igual valor ao custo adicional da opção pela mamona.

Somando-se o custo arcado pelo consumidor e o subsídio pago ao produtor obtém-se o custo social total do biodiesel da mamona. Assim, o custo social seria de R\$ 668,8 milhões, R\$ 111,3 milhões e R\$ 12,4 milhões para,

¹¹ Este preço foi obtido no site da Petrobrás e refere-se ao período de janeiro de 2007.

respectivamente, o Brasil, Nordeste e Ceará. Deve-se frisar que, o custo pago pelos consumidores é uma consequência da adoção da mistura de 2% de biodiesel ao óleo vendido e o subsídio será consequência da adoção da mamona como matéria prima.

Dada a opção de produzir biodiesel a partir da mamona e os custos envolvidos, é necessário, ainda, estimar a área que deverá ser cultivada para atender a demanda por esta oleaginosa. Na Tabela 9 são apresentados os dados referentes à estimativa da área a ser plantada e a renda que será gerada.

Inicialmente observa-se, na Tabela 9, que o preço médio pago pelo quilograma da mamona ao produtor rural é diferenciado por região, sendo no Ceará verificado o menor preço pago. Constata-se, também, que a produtividade é diferente no Brasil, Nordeste e Ceará, neste último a produtividade média é um pouco maior do que a brasileira e nordestina.

Utilizando-se da razão de 2 quilogramas de mamona para cada litro de óleo, estima-se que a demanda por mamona em baga seria em torno de 782 mil ton. no Brasil, 171 mil ton. no Nordeste, e 22,6 mil ton. no Ceará.

Dada as produtividades apresentadas na Tabela 9, estima-se que deveriam ser cultivados, com mamona, 1,1 milhão de hectares, 264 mil hectares e 32 mil hectares no Brasil, Nordeste e Ceará, respectivamente. A renda bruta de cada hectare cultivado varia entre R\$ 362 e R\$ 384.

TABELA 9:
CARACTERÍSTICAS DA PRODUÇÃO

Discriminação	Brasil	Nordeste	Ceará
Preço da Mamona (R\$/kg) (2005)	0,57	0,56	0,53
Produtividade da Mamona (kg/ha) (2005)	674	647	695
Necessidade de Baga de Mamona (kg)	782.747.289	171.011.895	22.607.231
Área Plantada Necessária Mamona	1.161.346	264.315	32.528
Renda Bruta Total (R\$)	446.165.954,54	95.766.661,08	11.981.832,45
Renda Bruta Por Hectare	384	362	368

Fonte: IBGE

A renda bruta gerada será apropriada pelo agricultor, supondo que a matéria prima será adquirida da agricultura familiar e que cada família possua 3 hectares disponíveis para plantar, é possível estimar a quantidade de famílias

e a renda bruta que cada uma terá. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 10.

Seguindo as hipóteses elencadas anteriormente, poderão ser beneficiadas 387,1 mil famílias, no Brasil, 88,1 mil, no Nordeste, e 10,8 mil, no Ceará. A renda familiar bruta anual de cada família variaria de R\$ 1.087 (Nordeste) a R\$ 1.153 (Brasil).

TABELA 10:
RENDA FAMILIAR DE UMA PROPRIEDADE DE 3HA

Discriminação	Brasil	Nordeste	Ceará
Número de Famílias Atendidas	387.115	88.105	10.843
Renda Bruta Anual por Família (R\$)	1.153	1.087	1.105
Custo dos Insumos (R\$/ha)	170	170	170
Custo Total dos Insumos por Família (R\$)	510	510	510
Renda Líquida Anual por Família (R\$)	643	577	595
Renda Líquida Mensal por Família (R\$)	54	48	50

Considerando-se o custo dos insumos, por hectare, estimado pela EMATERCE (Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural do Ceará) observa-se que a renda líquida anual esperada por família será de R\$ 643, no Brasil, R\$ 577, no Nordeste, e R\$ 595, no Ceará. Dividindo-se estes resultados por 12, obtém-se a renda líquida mensal esperada por família que será, no caso do Ceará, de R\$ 50.

Assim, um programa que estabelecesse um subsídio de R\$ 5,5 milhões no Ceará, cujo critério de participação fosse a aquisição de mamona em quantidade suficiente para abastecer o mercado estadual consumidor de biodiesel, poderia resultar na geração de uma renda de R\$ 50 mensais. Beneficiando, aproximadamente, 10,8 mil famílias ocupadas na agricultura familiar do Estado.

Pode-se, ainda, observar que para cada um Real de custo social nacional, devido ao programa do biodiesel, seriam gerados R\$ 0,67 de renda bruta na agricultura familiar brasileira. No Ceará esta relação seria de R\$ 0,96 de renda bruta para cada R\$ 1,00 de custo social. Analisando exclusivamente o subsídio necessário, constata-se que R\$ 1,00 gasto pelo governo geraria R\$ 2,33 de renda bruta, no Brasil, e R\$ 2,17, no Ceará. Estes dados são apresentados na Tabela 11.

Na Tabela 11, ainda, é possível verificar que seriam gerados, no Brasil, R\$ 0,37 de renda líquida para cada R\$ 1,00 de custo social. No Ceará, este aproveitamento seria de R\$ 0,52 / R\$ 1,00. Com relação ao subsídio, a geração de renda líquida, no Brasil, seria de R\$ 1,30 e, no Ceará, R\$ 1,17 para cada R\$ 1,00 subsidiado.

TABELA 11:
EFICIÊNCIA DO PROGRAMA

Discriminação	Brasil	Nordeste	Ceará
Custo Social do Biodiesel (A)	668.857.558	111.357.245	12.422.673
Subsídio Necessário para Mamona (B)	191.381.712	41.812.408	5.527.467
Renda Bruta Total (R\$) (C)	446.165.954	95.766.661	11.981.832
Renda Líquida Total Anual (R\$) (D)	248.737.113	50.833.087	6.452.006
Aproveitamento Social Bruto (C/A)	0,67	0,86	0,96
Aproveitamento Bruto do Subsídio (C/B)	2,33	2,29	2,17
Aproveitamento Social Líquido (D/A)	0,37	0,46	0,52
Aproveitamento Líquido do Subsídio (D/B)	1,30	1,22	1,17

Conclui-se, pelos dados apresentados acima, que uma política de inclusão social baseada na cultura da mamona seria limitada por dois importantes fatores. O primeiro é a renda potencial muito baixa que pode ser gerada pela cultura da mamona que, pelos parâmetros atuais, é insuficiente para que a família ocupada na agricultura supere a condição de pobreza.

Em segundo lugar, há uma limitação natural no número potencial de famílias atendidas. Como foi destacado, menos de 11 mil famílias cearenses seriam atendidas na hipótese de todo o biodiesel consumido no Estado ser produzido a partir da mamona. Para efeitos de comparação, deve-se citar que o programa Bolsa-Família, apenas no Ceará, atendia, em maio de 2006, segundo dados do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome, mais de 769 mil famílias. O benefício mensal médio por família era de R\$ 64,39 (R\$ 772,76/ano). No Nordeste este número era 4,6 milhões de famílias e benefício mensal médio de R\$ 64,88 (R\$ 778,58/ano).

Portanto, para maior efetividade de um programa social baseado na cultura da mamona seriam necessárias medidas complementares que promovessem o aumento da produtividade por hectare. Para as famílias que não fossem atendidas pelo programa dever-se-ia, ainda, traçar outras políticas que pudessem beneficiá-las.

7. Conclusão

Conhecer os custos, benefícios, possíveis resultados e entraves antes de lançar qualquer política é de suma importância para que a mesma possa alcançar os resultados almejados e, acima de tudo, para que se projete seu real alcance.

A produção de biodiesel a partir da mamona tem sido defendida como uma alternativa de política de inclusão social para a agricultura familiar no Brasil, com destaque para a região Nordeste. Assim, cumpre conhecer em que dimensões o cultivo desta oleaginosa poderá contribuir para a inclusão das famílias pobres do meio rural cearense.

Como foi destacado neste trabalho, a produção de mamona, desde a década de 1940, decaiu consideravelmente no Ceará. A oportunidade aberta pelo advento do biodiesel serviu para uma nítida recuperação desta cultura nos anos de 2004 e 2005. No entanto, houve nova queda de produção em 2006. Assim, é possível afirmar que se afiguram alguns entraves para a recuperação da cultura de rícino no Ceará.

Foram abordados, nos tópicos anteriores, três importantes obstáculos para a recuperação da produção de mamona. O primeiro, foi o baixo preço pago ao produtor rural pelo quilograma da baga o que, conseqüentemente, acabava por refletir-se em uma renda muito baixa para o rurícola. Em segundo lugar, foi elencado o alto custo de produção do biodiesel a partir da mamona, quando comparado com outras matérias-primas. Este fato pode resultar em baixo interesse, por parte das usinas, na utilização da baga da mamona como matéria-prima para fabricação de biodiesel. A terceira restrição apresentada foi o fato da renda por hectare da mamona ser a mais baixa entre as culturas de sequeiro no Ceará.

Observa-se, portanto, que das três restrições encontradas duas aplicam-se ao produtor rural, baixo preço da baga e renda gerada por hectare, e uma às usinas de produção de biodiesel, alto custo de produção do combustível vegetal.

Por outro lado, o benefício gerado pelo Programa seria algo em torno de R\$ 1,00 para R\$ 1,00, isto é, para cada um Real de subsídio, o agricultor familiar receberá uma renda líquida próxima de R\$ 1,00. Ressalte-se que cada agricultor receberá, dado os atuais parâmetros de produtividade, renda insuficiente para atender às suas necessidades básicas. Se a opção for gerar

uma maior renda familiar, através do aumento da área disponível para cada produtor, diminuir-se-á o número de famílias atendidas.

Conclui-se, portanto, que a inclusão social via produção de mamona para uso como biodiesel, ainda, apresenta limitantes à sua efetivação. Para que tal política obtenha o sucesso almejado será necessária a adoção de outras medidas¹² que solucionem os problemas aqui apontados.

8. Bibliografia

CEPEA. **Quanto custa para produzir biodiesel?** Em www.cepea.esalq.usp.br. acesso em 03/01/2007.

Gazeta Mercantil. de 26/05/2004. **Produção de Mamona Gera Emprego no Semi-árido.** Em www.fomezero.org.br/publique/cgi/cgiula.exe/sys/start.htm?from_info_index=21&inf. em 15/03/2005

Jornal o Povo. de 08/08/2004. **CE vai produzir biodiesel de mamona.** Em www.noolhar.com/opovo/economian/285156.html. em 16/03/2005.

Jornal Diário do Nordeste. de 11/09/2006. **Ouro Verde em Crise: Produtores desistem de cultivar mamona.** Em <http://diariodonordeste.globo.com/default.asp>. em 13/09/2006.

Lei Nº 11.097. de 13 de janeiro de 2005. Em www.presidencia.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2005/Lei/L11097.htm. 16/03/2005

LIMA. Paulo César Ribeiro. **O Biodiesel e a Inclusão Social.** Câmara dos Deputados. março de 2003. Em www.camara.gov.br.

PARENTE. Expedido José de Sá Parente. **Biodiesel: Uma Aventura Tecnológica num País Engraçado.** Em www.tebio.com.br. 2003.

PONCHIO. João Adolfo de Rezende. **Relatório final: Cadeia Produtiva da Mamona.** FAO e Instituto Agropólos. Brasil. 2003.

Programa Nacional de Produção e Uso de Biodiesel. Em <http://www.biodiesel.gov.br/>. Em 13/09/2006.

¹² Como por exemplo, pode-se citar políticas de preços mínimos ou subsídios para aumentar a renda do agricultor familiar, subsídios e mais incentivos fiscais para as usinas de produção do biodiesel, incremento da área disponível para cada família ocupada na agricultura familiar etc.

As Políticas Públicas e a Sustentabilidade dos Assentamentos Rurais: o Caso do Estado do Ceará

Juliana Viana Jales¹

Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima²

Ahmad Saeed Khan³

Francisco Casimiro Filho⁴

Resumo

O objetivo deste trabalho foi avaliar a importância das políticas públicas para a sustentabilidade dos assentamentos rurais no Estado do Ceará. A partir de indicadores concernentes aos aspectos sociais, econômicos e ambientais, foram calculados os índices de Desempenho Econômico e Social, de Capital Social e Ambiental, que compuseram o Índice de Sustentabilidade, a partir do qual foi avaliada a sustentabilidade dos assentamentos. Os resultados mostraram que a sustentabilidade apresenta um nível ainda baixo. Dos programas avaliados na pesquisa, somente o acesso ao crédito atingiu uma parte considerável da população, enquanto que as parcerias institucionais são insuficientes para estimular o desenvolvimento dos assentamentos, assim como

¹ Engenheira Agrônoma, Estudante do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará

² Professora do Departamento de Economia Agrícola Universidade Federal do Ceará

³ Professor do Departamento de Economia Agrícola Universidade Federal do Ceará

⁴ Professor do Departamento de Economia Agrícola Universidade Federal do Ceará

a assistência técnica, que é oferecida a 9,7% dos assentamentos. O estudo aponta para a necessidade de elaboração de políticas públicas para favorecer a sustentabilidade dos assentamentos, sem, entretanto, estimular uma dependência completa do Estado.

Palavras-chaves: Assentamentos rurais, sustentabilidade, políticas públicas, Ceará.

Abstract

The objective of this study was to evaluate the importance of the public policies for the sustainability of the land settlements in the state of Ceará. From concernentes pointers to the social aspects, economic and ambient, the social economic development index, social capital index and environmental index, had been calculated, that they had composed the index, from was evaluated the of the. The results had shown that the sustainability still presents a low level. Of the programs evaluated in the research, the access to the credit only reached a considerable part of the population, whereas the institucional partnerships are insufficient to stimulate the development of the settlements, as well as the technique assistance, that is offered 9.7% of the settlements. The study points with respect to the necessity of elaboration of public policies to favor the sustainability of the settlements, without, however, stimulating a complete dependence of the State.

Key words: Land settlements, sustainability, public policies, Ceará.

1. Introdução

Segundo Bergamasco (1996), os assentamentos rurais podem ser definidos como unidades de produção agrícola criadas por meio de políticas governamentais visando o reordenamento do uso da terra, beneficiando trabalhadores rurais sem terra ou com pouca terra. Os assentamentos são hoje uma realidade cada vez mais presente no meio rural brasileiro.

Como todos os grupos da sociedade, os assentamentos necessitam de políticas que favoreçam o seu desenvolvimento. Políticas públicas, criadas para atender às necessidades básicas da população. Além de atender às necessida-

des básicas da população assentada, as políticas públicas devem participar da sustentabilidade dos assentamentos, criando condições que promovam a qualidade de vida, sem comprometer o futuro do assentamento. É nisto que consiste o desenvolvimento sustentável: associar ao crescimento econômico atual e futuro, a equidade social e a sustentabilidade ambiental (DOUROJEANNI, 1993 apud LANNA, 1996, p. 1).

Atualmente, o Ceará possui assentamentos de reforma agrária distribuídos em todas as macrorregiões de planejamento do Estado. A maioria destes assentamentos apresenta problemas de ordem estrutural e econômica apesar de serem assistidos por várias políticas públicas, principalmente do governo federal. Sabe-se que nem sempre tais políticas conseguem atingir seus objetivos comprometendo assim a sustentabilidade dos assentamentos.

Além de atender às necessidades básicas da população assentada, as políticas públicas devem participar da sustentabilidade dos assentamentos, criando condições que promovam a qualidade de vida, sem comprometer o futuro do assentamento. É nisso que consiste o desenvolvimento sustentável: associar ao crescimento econômico atual e futuro, a equidade social e a sustentabilidade ambiental (DOUROJEANNI, 1993 apud LANNA, 1996, p. 1).

O estudo aqui apresentado tem como principais objetivos avaliar a relação existente entre as políticas públicas atualmente adotadas nos assentamentos federais de reforma agrária e a sustentabilidade destes assentamentos no Estado do Ceará e identificar os fatores que contribuem com a sua sustentabilidade. Acredita-se que uma análise do desempenho das políticas para o desenvolvimento dos assentamentos pode significar uma contribuição para a correção de distorções ocorridas e para a elaboração de novas propostas de ações.

2. Material e Métodos

2.1 Origem dos dados e área de estudo

Os dados utilizados neste estudo foram de origem secundária obtidos a partir do Banco de Dados do Censo de Reforma Agrária, 2002: Módulo Projetos (SPAVOREK, 2006), disponíveis em <http://www.nadd.prp.usp.br/cis/index.aspx>. Os assentamentos federais de reforma agrária do Ceará, agregados nas oito macrorregiões de planejamento foram o objeto de análise.

2.2. Métodos de análise

2.2.1 O Índice de Sustentabilidade (IS)

O Índice de Sustentabilidade (IS) adotado neste estudo buscou envolver os aspectos econômicos, sociais e ambientais dos projetos de assentamento, segundo recomendação da literatura. Assim, adaptou-se a metodologia de Fernandes (1997 *apud* KHAN, 2001), a qual elabora um Índice de Sustentabilidade a partir dos índices: índice de desenvolvimento econômico-social (IDES), índice de capital social (ICS) e índice ambiental (IA)¹.

A construção de indicadores de sustentabilidade é um grande obstáculo, dada a vastidão e complexidade dos aspectos envolvidos. Este processo apresenta algumas limitações tais como, de acordo com Braga (2003): a dificuldade na obtenção de dados quanto à disponibilidade dos mesmos e à sua qualidade; a ausência ou fragilidade da concepção conceitual, fragilidade dos critérios de escolha das variáveis representativas; a falta de critérios claros de integração dos dados. Neste trabalho tentou-se superar tais limitações e adotou-se como principais critérios de seleção dos indicadores componentes dos índices a disponibilidade de dados e a sua pertinência quanto ao tema, segundo recomendações da literatura especializada.

O cálculo dos índices de desenvolvimento econômico-social (IDES), índice de capital social (ICS) e índice ambiental (IA) foi feito a partir da seguinte expressão:

$$I_w = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \left[\frac{\sum_{i=1}^m E_{ij}}{\sum_{i=1}^m E_{\max i}} \right]$$

Sendo:

I_w = Índices que compõem o índice de sustentabilidade: IDES, ICS ou IA;

E_{ij} = escore do i -ésimo indicador do I_w obtido pelo j -ésimo assentamento;

¹ Barreto et al (2005) e Sousa *et al* (2005) usaram a mesma metodologia para estudar a sustentabilidade em assentamentos do Ceará e Rio Grande do Norte, respectivamente.

E_{maxi} = escore máximo da *i*-ésimo indicador do I_w ;
 $i = 1, \dots, m$, número de indicadores; $j = 1, \dots, n$, número de assentamentos.
 $w = 1, \dots, 3$, número de índices que compõem o índice de sustentabilidade.

Quanto mais próximo de 1 o valor do Índice I_w , melhor o desempenho do assentamento no aspecto em questão. O critério adotado para avaliar o nível dos índices foi o mesmo de Barreto *et al* (2005), em que: $0 < I_w \leq 0,5$ (baixo nível do índice); $0,5 < I_w \leq 0,8$ (médio nível do índice) e $0,8 < I_w \leq 1,0$ (alto nível do índice).

Índice de Desempenho Econômico e Social (IDES)

Este índice tem o objetivo de verificar a situação do projeto de assentamento (PA) no que se refere à qualidade de vida das famílias aí residentes. Para tanto foram selecionados indicadores referentes à saúde, educação, infra-estrutura, renda e lazer. O Quadro 1 apresenta a operacionalização dos parâmetros empregados na composição destes indicadores.

QUADRO 1
INDICADORES ADOTADOS NO CÁLCULO DO ÍNDICE
DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL (IDES)
DOS ASSENTAMENTOS E SEUS RESPECTIVOS ESCORES

Indicador	Aspectos considerados	Escore
Saúde	Existência de posto de saúde no PA	Não = 0
		Sim = 1
	Atendimento por agentes de saúde	Não = 0
		Sim = 1
	Atendimento regular de saúde	Não = 0
		Sim = 1
	Atendimento de emergência	Não = 0
		Sim = 1
Educação	Acesso à escola de Ensino Fundamental	Não = 0
		Próximo ao assentamento = 1
		No assentamento = 2
	Acesso à escola de Ensino Médio	Não = 0
		No assentamento = 2

Indicador	Aspectos considerados	Escore
Infra-estrutura	Infra-estrutura básica implantada no assentamento	Não = 0
		Sim = 1
	Famílias com abastecimento regular de água de boa qualidade	Poucas = 0
		Aproximadamente metade = 1
		Maioria = 2
	Famílias com casas com sanitário interno ou externo ligado à fossa séptica	Poucas = 0
		Aproximadamente metade = 1
		Maioria = 2
	Famílias com casas com acesso ao fornecimento regular de energia elétrica convencional	Poucas = 0
		Aproximadamente metade = 1
		Maioria = 2
	Renda	Renda total das famílias somando tudo o que ganham, produzem ou têm de benefícios
Suficiente para suprir as necessidades básicas de alimentação e insuficiente para as necessidades de saúde = 1		
Suficiente para suprir as necessidades básicas de alimentação e saúde, mas sem gerar excedentes = 2		
Suficiente para suprir as necessidades básicas de alimentação e saúde, mas gerando excedentes ou poupança = 3		
Lazer	Existência de ações para construção de igrejas, campos esportivos, instalação de clubes, centros comunitários ou bibliotecas	Não = 0
		Sim = 1

Fonte: Elaboração própria, com base no Censo da Reforma Agrária, 2002. Módulo: Projetos.

Índice de Capital Social (ICS)

Segundo Putnam (1997), capital social pode ser entendido como um conjunto de características de organização social, confiança, normas e sistemas, que contribuem para aumentar a eficiência da sociedade, facilitando as ações coordenadas. Para o autor, a presença de capital social está associada à desenvolvimento econômico, pois fortalece a tomada de decisões e a execução de

ações colaborativas que beneficiam toda a comunidade. Neste estudo, os indicadores adotados para medir o capital social dos assentamentos encontram-se expressos no Quadro 2.

QUADRO 2

INDICADORES ADOTADOS NO CÁLCULO DO ÍNDICE DE CAPITAL SOCIAL (ICS) DOS ASSENTAMENTOS E SEUS RESPECTIVOS ESCORES

Indicadores	Escore
Existência de associações no PA	Não = 0
	Sim = 1
Participação ativa em associações*	Participação baixa = 0
	Participação mediana = 1
	Participação alta = 2
Participação ativa em cooperativas*	Participação baixa = 0
	Participação mediana = 1
	Participação alta = 2
Comercialização em sistemas integrados	Participação baixa = 0
	Participação mediana = 1
	Participação alta = 2

Fonte: Elaboração própria, com base no Censo da Reforma Agrária, 2002. Módulo: Projetos.

Índice Ambiental (IA)

Os aspectos ambientais, embora não recebam a devida importância na maioria dos assentamentos são determinantes para a proteção das águas, do solo e da vegetação nativa, sem mencionar a produtividade da atividade e qualidade dos produtos colhidos. Assim, os aspectos ambientais devem ser analisados desde a criação dos assentamentos. Os indicadores selecionados para compor o índice ambiental dos assentamentos são descritos no Quadro 3.

QUADRO 3

INDICADORES ADOTADOS NO CÁLCULO DO ÍNDICE AMBIENTAL (IA) DOS ASSENTAMENTOS E SEUS RESPECTIVOS ESCORES

Indicadores	Escore
Existência de APP- Área de Preservação Permanente ² preservada e que tem cobertura florística natural ou recuperada	Não = 0
	Sim = 1

Área de reserva legal dentro do exigido pela lei ³	Não = 0
	Sim = 1
Existência de área degradada por erosão do solo	Não = 1
	Sim = 0
Existência de área degradada por salinização	Não = 1
	Sim = 0
Existência de área desmatada	Não = 1
	Sim = 0
Existência de iniciativas de melhoria ambiental pela implantação de florestas	Não = 0
	Sim = 1

Fonte: Elaboração própria, com base no Censo da Reforma Agrária, 2002. Módulo: Projetos.

Índice de Sustentabilidade (IS)

A sustentabilidade dos assentamentos de reforma agrária deve representar os três índices descritos acima, sendo plenamente alcançada quando a sustentabilidade ambiental promove a continuidade da produtividade dos recursos naturais para uso das gerações futuras; quando, pelo enfoque da sustentabilidade social, ocorre a inclusão social da comunidade; e quando há um nível básico de qualidade de vida, ou seja, sustentabilidade econômica.

Nesta pesquisa, o índice de sustentabilidade foi obtido a partir da expressão:

$$IS = \frac{1}{k} \sum_{h=1}^k I_h$$

Sendo: IS = Índice de Sustentabilidade; I = valor do *h*-ésimo índice; h = 1,...,k

² O mapa de áreas de preservação permanente (APP) foi construído com base na Resolução n. 303 do CONAMA e na Lei Federal n. 4.771. Segundo Rheinheimer et al. (2003) 58% do total das APP estão sendo utilizadas inadequadamente sob a forma de lavouras e pastagens, o que pode ocasionar. desequilíbrio ambiental.

³ O parágrafo 2 do artigo 16 da Lei 771/65 estabelece: "A Reserva Legal, assim entendida a área de, no mínimo 20 % (vinte por cento) de cada propriedade, onde não é permitido o corte raso, deverá ser adverbada à margem da inscrição de matrícula do imóvel, no registro de imóveis competente, sendo vedada a alteração de sua destinação, nos casos de transmissão a qualquer título, ou de desmembramento."

Assim como nos demais índices, o Índice de Sustentabilidade varia de zero a um. Quanto mais próximo de 1, maior a sustentabilidade nos assentamentos.

Com o propósito de verificar a existência de relação entre o índice de sustentabilidade dos assentamentos e as políticas de fortalecimento dos mesmos, foram calculados coeficientes de correlação de Pearson.

3. Resultados e Discussão

3.1. Índices de sustentabilidade dos assentados de reforma agrária

A Tabela 1 mostra os valores dos índices de sustentabilidade em seus diferentes aspectos, calculados para os projetos de assentamento do Estado do Ceará. O Índice de Desempenho Econômico-Social (IDES) resulta da agregação de indicadores como: educação, saúde, habitação, aspectos sanitários, lazer e renda. O IDES para o Estado do Ceará foi 0,25, classificado como de baixo nível. O Cariri/Centro Sul mostrou-se a macrorregião cujos assentamentos têm menor IDES (0,20), seguido pelo Litoral Leste/Jaguaribe (IDES = 0,23), enquanto os assentamentos da Região Metropolitana de Fortaleza (RMF) apresentam maior índice (IDES = 0,29), o que pode ser justificado pela proximidade da capital do Estado e o maior acesso a serviços que melhoram a qualidade de vida. O fato de o Cariri/Centro Sul ter apenas 1,5% dos assentamentos do Estado pode expressar a pouca força que tais assentamentos podem possuir no sentido de cobrar ações efetivas do governo. Outro aspecto avaliado foi o organizacional, através do Índice de Capital Social (ICS). Neste aspecto, os valores observados foram um pouco mais elevados em relação aos aspectos econômicos. A macrorregião que apresentou menor índice foi o Litoral Leste/Jaguaribe (ICS = 0,32) e a de melhor ICS foi o Sertão dos Inhamuns (ICS = 0,45). Nota-se que há uma grande distância entre estes valores e que ainda são classificados como de baixo nível.

TABELA 1
ÍNDICES DE DESEMPENHO ECONÔMICO-SOCIAL (IDES),
DE CAPITAL SOCIAL (ICS), AMBIENTAL (IA) E DE
SUSTENTABILIDADE (IS) PARA OS ASSENTAMENTOS
DE REFORMA AGRÁRIA DO ESTADO DO CEARÁ, POR
MACRORREGIÃO DE PLANEJAMENTO. 2002.

Macrorregião	IDES	ICS	IA	IS	RANK
Ceará	0,248	0,389	0,599	0,412	
Baturité	0,246	0,377	0,609	0,411	5
Cariri/Centro Sul	0,204	0,419	0,611	0,411	5
Litoral Leste/Jaguaribe	0,233	0,322	0,574	0,376	7
Litoral Oeste	0,260	0,372	0,643	0,425	2
Região Metropolitana de Fortaleza	0,290	0,369	0,575	0,412	4
Sertão Central	0,239	0,391	0,668	0,433	1
Sertão dos Inhamuns	0,268	0,453	0,511	0,410	6
Sobral/Ibiapaba	0,245	0,412	0,606	0,421	3

Fonte: Resultados da pesquisa

O Índice de Capital Social exprime o grau de organização dos assentados. A macrorregião do Sertão dos Inhamuns, localizada em uma região com sérios problemas estruturais, favorece a união dos seus moradores em organizações que lhes garantam melhores condições de sobrevivência. É interessante notar que a segunda macrorregião com menor ICS, a Região Metropolitana, é a primeira no IDES, o que leva a pensar que o melhor desempenho econômico e social, não torna tão necessária a formação de grupos em organizações, principalmente para reivindicar ações por parte do governo.

O Índice Ambiental (IA) mostra a situação dos assentamentos quanto à existência e uso dos seus recursos naturais. É interessante perceber que, para todas as macrorregiões os índices foram maiores que os outros analisados, podendo ser classificados como de nível médio, o que sugere certa preocupação com a manutenção dos recursos naturais por parte das famílias assentadas. No entanto, é importante ressaltar que dois dos indicadores que compõem esse índice: áreas de preservação permanente e de reserva legal, exigidos por lei, favorecem os valores calculados. Os assentamentos com melhor desempenho ambiental foram os do Sertão Central (IA = 0,67) e os do Litoral Oeste (IA =

0,64) e os mais críticos foram os do Sertão dos Inhamuns (IA = 0,51), o que pode ser justificado pelas condições climáticas desfavoráveis ali verificadas.

O Índice de Sustentabilidade (IS) resulta de todos os outros índices analisados e mostrou-se abaixo de 0,5, ou seja, o nível é considerado baixo. Entre as macrorregiões estudadas o pior índice coube ao Litoral Leste/Jaguaribe (IS = 0,38) e o melhor desempenho ao Sertão Central (IS = 0,43). Estes resultados, representam, em termos gerais, uma ameaça à existência dos assentamentos cearenses e à continuidade dos projetos de reforma agrária. Assim, é necessário que se reveja a estrutura de apoio aos projetos de assentamento para identificar onde são necessárias modificações. Na seção a seguir faz-se uma análise de algumas das políticas voltadas para o desenvolvimento rural e a sua relação com a sustentabilidade dos assentamentos.

3.2. Fatores relacionados com a sustentabilidade nos assentamentos de reforma agrária

Os assentamentos são a consequência imediata da reforma agrária. Assim, é nos assentamentos onde ocorre o foco principal das políticas de fortalecimento da reforma agrária. Dentre estas políticas pode-se destacar o PRONERA: Programa Nacional de Educação na Reforma Agrária, o PROCERA: Programa de Crédito Especial para as Áreas de Reforma Agrária, o PRONAF: Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar, além dos créditos de implantação do INCRA compreendidos nas modalidades crédito alimentação, crédito fomento e crédito habitação. A Tabela 2 apresenta o percentual de assentamentos atendidos por alguns programas do Governo.

A política com maior alcance entre os assentados é o crédito para aquisição de material de construção total ou parcial. Em seguida, o PRONAF, que substituiu para os assentados, o PROCERA. Dos 331 assentamentos pesquisados, 211, ou seja, 67,85% tiveram acesso a este crédito. Apesar de ser um número considerável, o fato de alguns assentamentos não terem acesso a nenhum tipo de crédito, indica que são necessárias ações que permitam que a totalidade de assentamentos seja alcançada, pois os créditos concedidos aos assentados, nas diversas modalidades de implantação, custeio e investimento permitem a geração interna de renda e contribuem para a elevação do capital circulante nos municípios do interior, tornando-os importantes agentes dinamizadores das economias locais.

Quanto ao auxílio à produção e comercialização, a maior parte das parcerias institucionais existentes é com as prefeituras (26,37%). O Governo do Estado tem uma participação pequena (4,18%), menor até que das Organizações não-governamentais (ONGs) ou a Sociedade Civil (6,75%). O INCRA participa em 1,93 % das parcerias no apoio à produção e comercialização.

Outro fator analisado e que pode também estimular a sustentabilidade dos assentamentos é a existência de assistência técnica. Apenas 9,7% dos assentamentos contam com esta vantagem, o que pode ter contribuído para o baixo desempenho econômico dos assentamentos.

TABELA 2
NÚMERO DE ASSENTAMENTOS DO ESTADO DO CEARÁ COM
ACESSO À ALGUMAS POLÍTICAS PÚBLICAS E PARTICIPAÇÃO
RELATIVA NO TOTAL DE ASSENTAMENTOS DO ESTADO DO CEARÁ

Política	Número de assentamentos atendidos	Percentual
Crédito de aquisição de material de construção total ou parcialmente concedido	283	91,00
Acesso ao PRONAF-A ou PROCERA total ou parcialmente concedido	211	67,85
Auxílio à produção e comercialização: Parceria institucional com a Prefeitura Municipal	82	26,37
Auxílio à produção e comercialização: Parceria institucional com o Governo do Estado	13	4,18
Auxílio à produção e comercialização: Parcerias institucionais com ONG ou Sociedade Civil	21	6,75
Auxílio à produção e comercialização: Parceria institucional com INCRA	6	1,93
Assistência técnica	32	10,29

Fonte: Resultados da pesquisa

Analisando-se alguns fatores que possam contribuir para a sustentabilidade dos assentamentos, percebe-se que além de não atingirem todos os assentamentos, as políticas públicas não apresentam uma relação forte com a sustentabilidade dos mesmos. Conforme pode ser observado na Tabela 3, as maiores relações observadas entre os fatores analisados e o índice de sus-

tentabilidade referem-se às famílias que receberam o PRONAF-A ou antigo PROCERA e o crédito de apoio à instalação. No entanto, trata-se de uma relação bastante fraca, o que demonstra que tais políticas não exercem o papel de estimuladores do desenvolvimento sustentável como era de se esperar. O auxílio à produção e comercialização: parceria com os governos estaduais, de acordo com os resultados obtidos, ao contrário do auxílio fornecido pelo INCRA e prefeituras municipais não apresentou relação significativa com a sustentabilidade dos assentamentos, o que sugere que não esteja contribuindo para melhorar a qualidade de vida os assentamentos dos assentamentos. Isto sugere uma avaliação do programa para que sejam identificadas e eliminadas as causas do problema.

Os fatores analisados apresentaram, em média, uma relação um pouco mais forte com o IDES, especialmente em relação às famílias que já receberam o PRONAF-A ou o antigo PROCERA. Quanto maior a renda em reais por mês, maior o IDES. Do mesmo modo, quando a infra-estrutura básica do assentamento já está implantada observa-se maior IDES. Os fatores analisados mostraram uma relação fraca com os índices de capital social e ambiental.

TABELA 3
RELAÇÃO EXISTENTE ENTRE OS INDICADORES DE
SUSTENTABILIDADE E CARACTERÍSTICAS DOS ASSENTAMENTOS
DE REFORMA AGRÁRIA NO CEARÁ - 2002

Indicador	IDES	ICS	IA	IS
Crédito de aquisição de material de construção total ou parcialmente concedido	0,158*	0,059**	0,000	0,097*
Infra-estrutura básica já implantada	0,145	-0,186*	-0,015	-0,055
Acesso ao PRONAF-A ou PROCERA total ou parcialmente concedido	0,173*	-0,019	0,155*	0,176*
Auxílio à produção e comercialização: Parceria institucional com a Prefeitura Municipal	-0,132*	0,060***	0,257*	0,104*
Auxílio à produção e comercialização: Parceria institucional com o Governo do Estado	-0,027	-0,059	0,051	-0,005
Auxílio à produção e comercialização: Parcerias institucionais com ONG ou Sociedade Civil	0,015	-0,044	-0,029	-0,040
Auxílio à produção e comercialização: Parceria institucional com INCRA	0,103*	0,014	0,076*	0,106*

Indicador	IDES	ICS	IA	IS
Número atual de famílias morando no PA em casas individuais	0,149*	-0,038	0,044	0,073*
Famílias com acesso a tratores coletivos, particulares ou alugados	0,104*	0,028	0,034	0,083*
Renda em Reais por mês	0,193*	0,039	0,065***	0,051***
Famílias que já receberam o PRONAF-A ou o antigo PROCERA	0,218*	-0,005	0,132*	0,184*
Famílias que já receberam o PRONAF-C ou D	0,004	-0,004	-0,010	-0,008
Famílias que têm assistência técnica regular	0,029	0,015	-0,009	0,014

Fonte: Resultados da pesquisa (2006).

* CORRELAÇÃO SIGNIFICANTE A 1%, ** CORRELAÇÃO SIGNIFICANTE A 5%, *** CORRELAÇÃO SIGNIFICANTE A 10%

3.3. Ameaças à sustentabilidade dos assentamentos nas macrorregiões de planejamento do Ceará

O nível de sustentabilidade verificado nos assentamentos de reforma agrária foi baixo para todas as macrorregiões do Ceará. No entanto, as causas desta fragilidade variam de um local para outro. Com o propósito de identificar as debilidades específicas de cada macrorregião e assim direcionar políticas de desenvolvimento local que atendam às necessidades dos assentados, buscou-se sumarizar a situação dos assentamentos em relação a alguns serviços básicos e ao acesso a políticas de fortalecimento da reforma agrária.

Nos assentamentos do Ceará como um todo, as prefeituras são as principais parceiras das famílias assentadas quanto à liberação de auxílios à produção e comercialização, à educação e à saúde (Tabela 4 – ANEXO). Estes serviços estão presentes na maioria dos assentamentos, destacando-se o auxílio à comercialização e produção no Cariri, onde há 100,00% do apoio aos assentados. Quanto ao lazer nota-se que as ONG's são mais participativas, embora neste tipo de serviço haja um baixo percentual de assentamentos beneficiados.

A maior parte dos assentados é assistida por agentes de saúde, uma vez que a existência de postos de saúde ocorre, em média, em apenas 10,73% dos assentamentos. Nota-se ainda que a infra-estrutura básica encontra-se deficiente em aproximadamente 80% dos assentamentos. No entanto, na maior parte destes, as famílias foram beneficiadas com o crédito de aquisi-

ção de material de construção (93,01%), com destaque para a macrorregião do Cariri/ Centro Sul, que teve 100,0% dos assentamentos com acesso a este tipo de crédito.

Os maiores problemas observados na macrorregião Litoral Leste/ Jaguaribe foram o baixo percentual de famílias com acesso ao PRONAF-A ou antigo PROCERA, e a ausência de transporte coletivo e assistência técnica em 27,49% e 96,49% dos assentamentos, respectivamente. Por outro lado, neste grupo foram verificados o maior percentual de assentamentos com infra-estrutura básica já implantada (78,95%). Ainda em relação ao acesso ao PRONAF-A ou antigo PROCERA no Sertão dos Inhamuns encontra-se o maior percentual de famílias beneficiadas com 83,87% dos assentamentos beneficiados por esta política. Por outro lado, na macrorregião de Cariri/Centro Sul apenas 26,67% dos assentamentos receberam este benefício.

Na macrorregião com maior índice de sustentabilidade, Sertão Central, os piores percentuais referem-se aos indicadores infra-estrutura básica implantada e existência de assistência técnica. Na macrorregião de Baturité 87,88% dos assentamentos tiveram acesso ao crédito de aquisição de material de construção total ou parcial, o pior resultado em relação às demais macrorregiões. No entanto, esta macrorregião apresentou o melhor desempenho quanto à existência de assistência técnica, onde 25,76% dos assentamentos recebem este serviço, embora este ainda esteja muito aquém do necessário.

6. Conclusões

A relação entre a sustentabilidade dos assentamentos e as principais ações e políticas para o fortalecimento da agricultura familiar: PRONAF, crédito para aquisição de material de construção, auxílios à produção e comercialização e assistência técnica, é muita pequena ou não significativa no Estado do Ceará. Portanto, no momento avaliado, tais políticas não estavam cumprindo seu papel de promotoras do desenvolvimento sustentável. Este fato se reflete principalmente no desempenho econômico dos assentamentos.

Os baixos valores do índice de desempenho econômico e social demonstram carência na renda, educação, saúde, infra-estrutura e lazer e a neces-

sidade de mudanças em relação às políticas já existentes e de elaboração de novos programas para o fortalecimento dos assentamentos para assegurar a continuidade da reforma agrária e uma qualidade de vida mínima aceitável às famílias assentadas.

Quanto ao aspecto ambiental, o mais lembrado quando se refere à sustentabilidade, pôde-se notar que ele não está sendo desconsiderado nos assentamentos do Estado, porém devem ser feitos estudos à respeito das condições do solo e das áreas ao redor dos assentamentos, que possam estar em processo de degradação, fazendo também a difusão do programa de conservação de solos para evitar problemas futuros.

É importante, ainda, que todos os assentados tenham acesso ao crédito para que possa haver a geração de emprego e renda no assentamento e a integração deste à economia da região onde está localizado. O acesso à assistência técnica, inexistente na maioria dos assentamentos, também é essencial à sua sobrevivência, sendo necessário, portanto, um esquema de orientação para os produtores, considerando as condições climáticas da região.

Sem a elaboração e implementação de políticas que atuem de forma simultânea na minimização das debilidades verificadas nos assentamentos não será alcançada uma reforma agrária definitiva no campo, capaz de proporcionar melhorias reais na qualidade de vida da população rural.

7. Referências Bibliográficas

BARRETO, R. C. S *et al.* Sustentabilidade dos Assentamentos no Município de Caucaia-CE. Sustentabilidade dos Assentamentos no Município de Caucaia-CE. **Revista Brasileira de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, vol. 43, n. 2, p. 225-247, abr-jun, 2005.

BERGAMASCO, S. M.; NORDER, L. A. C. **O que são assentamentos rurais?** Coleção Primeiros Passos. São Paulo: Brasiliense, 1996.

BRAGA, T. M. *et al.* Índices de sustentabilidade municipal: o desafio de mensurar / Tania - Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2003. 22p. (Texto para discussão ; 225)

KHAN, A. S. Reforma agrária solidária e qualidade de vida dos beneficiários no Estado do Ceará. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. v. 39, n. 4, out./dez., 2001. p.93-117.

LANNA, A. E. Introdução à gestão ambiental e à análise econômica do ambiente. **Notas de aula da Pós-Graduação em Recursos Hídricos e Saneamento Ambiental/ Ecologia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre, 1996.

MATTEI, L. Políticas públicas de fomento à produção familiar no Brasil: o caso recente do PRONAF. In: Anais do XLIV CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. Fortaleza: SOBER, 2006.

PUTNAM, R. D. **Comunidade e democracia**: a experiência da Itália moderna. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1997.

RHEINHEIMER, D. dos S. et al. Impactos das atividades agropecuárias na qualidade da água. **Ciência & Ambiente**, Santa Maria, v.27, p.85–96, 2003.

SOUSA, M. *et al.* Sustentabilidade da Agricultura Familiar em Assentamentos de Reforma Agrária no Rio Grande do Norte. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 36, n. 1, p. 26-50, 2005.

SPAROVEK, G. **Censo da Reforma Agrária, 2002: Módulo Projetos** (Banco de dados). Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ-USP); Núcleo de Estudos Agrários e Desenvolvimento Rural (NEAD/MDA); Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 2002. Consórcio de Informações Sociais, 2005. Disponível em: <<http://www.nadd.prp.usp.br/cis/index.aspx>>. Acesso em 12 jun. 2006

TABELA 4
CENÁRIO DOS ASSENTAMENTOS QUANTO AO ACESSO A POLÍTICAS PÚBLICAS E SERVIÇOS,
SEGUNDO AS MACRORREGIÕES DE PLANEJAMENTO. 2002

Indicador	Percentual médio de respostas SIM									
	Ceará	Baturité	Cariri/ Centro Sul	Litoral Leste/ Jaguaripe	Litoral Oeste	Região Metropolitana de Fortaleza	Sertão Central	Sertão dos Inhamuns	Sobral/ Ibiapaba	
Crédito de aquisição de material de construção total ou parcialmente concedido	93,01	87,88	100,00	91,23	88,83	93,10	88,33	96,77	97,92	
Infra-estrutura básica já implantada	19,99	4,55	6,67	78,95	18,44	6,90	19,10	2,42	22,92	
Acesso ao PRONAF-A ou PROCERA total ou parcialmente concedido	58,15	65,15	26,67	38,01	75,98	55,17	72,41	83,87	47,92	
Auxílio à produção e comercialização: Parceria institucional com a Prefeitura Municipal	95,04	90,91	100,00	98,25	97,77	89,66	94,96	91,94	96,88	
Auxílio à produção e comercialização: Parceria institucional com o Governo do Estado	4,04	7,58	0,00	5,85	0,00	10,34	6,10	2,42	0,00	
Auxílio à produção e comercialização: Parcerias institucionais com ONG ou Sociedade Civil	1,36	0,00	6,67	0,58	3,35	0,00	0,27	0,00	0,00	
Auxílio à produção e comercialização: Parceria institucional com INCRA	2,08	0,00	0,00	0,00	3,91	10,34	0,80	1,61	0,00	
Auxílio Educação: Parceria institucional com a Prefeitura Municipal	91,68	84,85	93,33	95,91	89,39	89,66	89,92	93,55	96,88	
Auxílio Educação: Parceria institucional com o Governo do Estado	28,74	46,97	6,67	43,27	23,46	65,52	20,42	22,58	1,04	
Auxílio Educação: Parcerias institucionais com ONG ou Sociedade Civil	0,30	0,00	0,00	0,00	0,56	0,00	0,27	1,61	0,00	
Auxílio Educação: Parceria institucional com INCRA	0,20	0,00	0,00	0,00	0,56	0,00	0,27	0,81	0,00	
Auxílio Saúde: Parceria institucional com a Prefeitura Municipal	86,51	87,88	93,33	94,74	81,01	62,07	93,37	83,87	95,83	
Auxílio Saúde: Parceria institucional com o Governo do Estado	14,90	22,73	0,00	12,87	6,15	41,38	33,69	2,42	0,00	
Auxílio Saúde: Parcerias institucionais com ONG ou Sociedade Civil	2,16	0,00	0,00	0,00	0,56	13,79	1,33	1,61	0,00	
Auxílio Saúde: Parceria institucional com INCRA	2,40	4,55	0,00	0,58	5,59	6,90	0,00	1,61	0,00	
Estradas de acesso ao PA: Parceria institucional com a Prefeitura Municipal	20,30	36,36	6,67	32,75	1,68	17,24	55,97	9,68	2,08	

**As Políticas Públicas e a Sustentabilidade dos Assentamentos Rurais:
o Caso do Estado do Ceará**

Indicador	Percentual médio de respostas SIM									
	Ceará	Baturité	Cariri/ Centro Sul	Litoral Leste/ Jaguaripe	Litoral Oeste	Região Metropolitana de Fortaleza	Sertão Central	Sertão dos Inhamuns	Sobral/ Iiapaba	
Estradas de acesso ao PA: Parceria institucional com o Governo do Estado	6,46	15,15	6,67	2,92	2,79	17,24	6,10	0,81	0,00	
Estradas de acesso ao PA: Parcerias institucionais com ONG ou Sociedade Civil	6,63	10,61	6,67	5,26	5,03	13,79	6,37	3,23	2,08	
Estradas de acesso ao PA: Parceria institucional com INCRA	2,34	3,03	0,00	0,00	10,61	3,45	0,80	0,81	0,00	
Lazer e religião: Parceria institucional com a Prefeitura Municipal	3,57	4,55	13,33	0,00	6,70	0,00	3,18	0,81	0,00	
Lazer e religião: Parceria institucional com o Governo do Estado	0,47	0,00	0,00	0,00	1,68	0,00	2,12	0,00	0,00	
Lazer e religião: Parcerias institucionais com ONG ou Sociedade Civil	13,61	13,64	6,67	5,85	15,08	31,03	29,71	4,84	2,08	
Lazer e religião: Parceria institucional com INCRA	0,48	0,00	0,00	0,00	2,23	0,00	0,80	0,81	0,00	
Transporte coletivo até a cidade: Não há transporte	15,31	10,61	6,67	27,49	22,91	17,24	7,96	5,65	23,96	
Localização da escola de EF: Dentro do PA	59,35	33,33	100,00	57,31	53,63	58,62	75,33	33,06	63,54	
Localização da escola de EF: Existe transporte escolar	70,52	87,88	60,00	83,63	68,16	75,86	68,17	37,10	83,33	
Localização do atendimento regular de saúde: Por Agente de Saúde	90,07	84,85	93,33	87,72	89,94	79,31	90,45	95,97	98,96	
Localização do atendimento regular de saúde: Em Posto de Saúde no PA	10,73	12,12	0,00	15,20	17,88	13,79	15,38	7,26	4,17	
Não há atendimento regular de saúde	1,40	1,52	0,00	1,17	0,56	6,90	1,06	0,00	0,00	
Loc. do atendimento de saúde de emergência: Em Posto Médico no PA	1,27	0,00	0,00	1,17	1,12	0,00	1,59	0,00	6,25	
Não há atendimento de saúde de emergência	9,73	25,76	0,00	2,34	2,23	44,83	0,00	1,61	1,04	
Não há assistência técnica	89,14	74,24	86,67	96,49	96,09	93,10	88,33	92,74	83,42	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Índice de Sustentabilidade Ambiental: Um Instrumento de Redistribuição de Incentivos Econômicos para a Conservação Ambiental nos Municípios do Ceará

Nájila Rejanne Alencar Julião Cabral¹

Marcela Saldanha Girão²

Rodrigo Castro³

Wilca Barbosa Hempel⁴

¹Arquiteta-Urbanista. Doutora em Ciências da Engenharia Ambiental. Professora da Gerência da Área da Construção Civil, do CEFETCE. Assessora em Meio Ambiente da Coordenadoria de Ciência, Tecnologia e Inovação, da SECITECE. Membro titular da Comissão Técnica e do Comitê Gestor do Programa Selo Município Verde (2003-2007).

²Bióloga. Especialista em Educação Ambiental. Mestranda em Tecnologia Ambiental. Professora da Secretaria de Educação do Estado do Ceará. Consultora da Associação Caatinga.

³Biólogo. Especialista em Desenvolvimento Comunitário. Mestre em Estudos do Desenvolvimento. Secretário Executivo da Associação Caatinga. Empreendedor Social da Ashoka. Diretor-Presidente da Associação Asa Branca. Diretor da Confederação Nacional de Reservas Particulares do Patrimônio Natural.

⁴Bióloga e Economista. Especialista em Administração e Negócios Gerências para a Qualidade. Mestre em Desenvolvimento e Meio Ambiente. Auditora Fiscal da Secretaria da Fazenda do Estado do Ceará. Consultora Ambiental da Ecomarketing Consultoria e Serviços Ltda.

Resumo

O programa de certificação ambiental municipal do Ceará, denominado “Programa Selo Município Verde”, define critérios ambientais pelos quais o desempenho ambiental dos municípios é avaliado. O artigo propõe a criação do Índice de Sustentabilidade Ambiental (ISA) através da unificação do conjunto de índices produzidos pelo programa. Este índice é recomendado como critério base para a repartição do ICMS Ecológico. A adoção do ISA possibilitaria a democratização na participação dos municípios e também na repartição do incentivo ambiental a ser gerado pelo ICMS Ecológico. O incremento alcançado na arrecadação seria fruto direto do esforço e desempenho ambiental de cada município.

Palavras-Chaves: Índice de Sustentabilidade Ambiental, incentivos econômicos, conservação ambiental, programa de certificação ambiental, ICMS Ecológico.

Abstract

The environmental certification program of Ceará, called the Green Municipality Certificate Program, defines environmental criteria by which the environmental performance of each municipality is evaluated. The article proposes the creation of the Environmental Sustainability Index (ISA) through the unification of the set of indicators used by the program. This index is recommended as the basic criteria for the environmental ICMS. The adoption of ISA would allow the participation of all municipalities and also an equal share of the incentive generated by the creation of the environmental ICMS. The increase in financial resources would be a direct result of the efforts and environmental performance of each municipality.

Key-Words: Environmental Sustainability Index, economic incentives, environmental conservation, environmental certification program, ecological ICMS.

1. Introdução

Vivemos na era dos números. As estatísticas e tabelas facilitam a visualização das informações e as conseqüentes tomadas de decisão.

Com relação às estatísticas ambientais, Besserman (2003, p. 98) entende que elas “não devem ser consideradas um apêndice, uma nota de pé de pagina, mas parte integrante e fundamental da produção das informações que retratam a vida humana no planeta e da construção de uma governança global democrática”.

O aspecto holístico da sustentabilidade é uma das grandes dificuldades para sua conceituação e a definição de seu escopo. O meio ambiente é um conjunto de interações no qual o homem tem papel fundamental. Refletir essa interação através de sistemas de indicadores torna-se uma tarefa complexa. Por conseqüência, é difícil encontrar índices que vislumbrem a complexidade do tema e sejam de fácil entendimento (Martins et al.,2006).

Sob o ponto de vista de Vecchiatti (2004, p. 95), “à medida que as políticas públicas contemplarem propostas que articulem o meio ambiente, a sociedade e a subjetividade humana, o abismo que separa o crescimento econômico do desenvolvimento poderá não parecer tão grande e a sustentabilidade, não tão distante”.

O Brasil é detentor de uma legislação ambiental avançada no contexto dos países em desenvolvimento, o que traduz uma preocupação com o meio ambiente e a certeza de que o crescimento futuro dependerá da conservação da biodiversidade atual.

O programa de certificação ambiental cearense, denominado Programa Selo Município Verde (PSMV), teve sua origem em 2003, quando o Governo do Estado do Ceará editou a Lei Estadual no 13.304 e os decretos estaduais nos 27.073/03 e 27.074/03 que dispõem, respectivamente, sobre a criação do comitê gestor e sobre a aprovação do seu regulamento. O objetivo geral do programa de certificação ambiental consiste em incentivar as municipalidades a implementarem e operacionalizarem políticas públicas ambientais, visando a sustentabilidade e a melhoria da qualidade ambiental.

Foram instituídos o comitê gestor formado por 21 instituições do poder público, de universidades e da sociedade civil organizadas, presidido pelo Conselho de Políticas e Gestão do Meio Ambiente (CONPAM) e a comissão técnica. O comitê gestor com a finalidade de acompanhamento, apreciação e aprovação das atividades da comissão técnica. Esta, por sua vez, com a finalidade de analisar, elaborar, avaliar e encaminhar os relatórios para o comitê gestor.

No ano de 2003 foi desenvolvida a primeira metodologia do programa de certificação ambiental cearense, onde foram elencadas pela comissão técnica as variáveis ambientais, dispostas em eixos temáticos, que deveriam ser objeto de avaliação, divididas em três áreas: Avaliação por Gestão Ambiental (AGA), Avaliação por Mobilização Ambiental (AMA) e Avaliação por Desempenho Ambiental (ADA).

A AGA analisa com caráter eliminatório, por meio de questionário direto, itens relacionados à instrumentos de gestão ambiental, legislação, infraestrutura, saúde, biodiversidade e educação ambiental, analisando a atuação dos municípios frente às questões ambientais e funcionando como referencial para as visitas “in loco”, cujo resultado é externado no Índice de Gestão Ambiental (IGA). A ADA analisa, com base em dados secundários, as variáveis: biodiversidade, educação ambiental, saúde, resíduos sólidos e infraestrutura (saneamento ambiental), cujo resultado é externado no Índice de Desempenho Ambiental (IDA). A AMA analisa, por meio de questionário direto, indicadores de participação da sociedade civil relativos às questões ambientais, cujo resultado é externado no Índice de Mobilização Ambiental (IMA).

A primeira edição do programa de certificação ambiental ocorreu no ano de 2004 onde, excepcionalmente, utilizou-se apenas o IGA, para estabelecer a outorga da certificação, em três modalidades: A - verde (forte compromisso com a sustentabilidade ambiental), B - amarelo (médio compromisso com a sustentabilidade ambiental) e C - vermelho (reduzido compromisso com a sustentabilidade ambiental). A partir da segunda edição, no ano de 2005, o programa de certificação ambiental cearense passou a utilizar os três índices (IGA, IMA e IDA) para estabelecer a outorga nas três modalidades supra citadas.

Neste mesmo ano, 2005, realizou-se em novembro, o Seminário ICMS Ecológico do Ceará – a conservação da natureza nos municípios, cuja proposta foi discutida amplamente com entidades governamentais e não-governamentais, sociedade civil e poder público. A proposta aliava o programa de certificação ambiental cearense como critério base para a instituição do ICMS Ecológico. Isso se justificou pelo fato do mencionado programa incorporar a transversalidade necessária, reproduzir a dimensão do conteúdo formal e do compromisso do município com as questões ambientais, permitindo, assim, a visualização da situação atual em que se encontra o município referente àquelas variáveis ambientais.

A partir do Seminário, foi formado um grupo de trabalho técnico-jurídico para estudar uma proposta para o ICMS Ecológico do Ceará, que deveria ser encaminhada à Assembléia Legislativa.

Um dos elementos-chave da proposta do ICMS Ecológico é permitir a inclusão dos 184 municípios no processo de repartição, para que sejam atendidos os princípios de sustentabilidade, a saber: socialmente justo, ambientalmente adequado e economicamente viável.

A comissão técnica do PSMV e o grupo de trabalho do ICMS Ecológico sugeriram então o estabelecimento de um novo índice, o **Índice de Sustentabilidade Ambiental (ISA)**, resultado do somatório dos três índices inerentes ao programa de certificação ambiental cearense, que deverá ser aferido pela Comissão Técnica, referendado pelo Comitê Gestor e tornado público pelo órgão competente, o Conselho de Políticas e Gestão do Meio Ambiente (CONPAM), atual responsável pela coordenação e publicação dos dados do Programa Selo Município Verde.

A preocupação constante do grupo de trabalho em não estabelecer uma proposta de ICMS Ecológico excludente, encontrou no ISA sua melhor resposta. O referido índice permite que todos os 184 municípios participem e recebam parcela do recurso destinado ao ICMS Ecológico, independentemente do município ter se inscrito, participado ou ter recebido outorga na certificação ambiental cearense, que acontece anualmente.

O que pode acontecer é que o município que não participa, em determinado ano, do programa de certificação ambiental cearense, terá seu ISA igual ao IDA, uma vez que o IGA e o IMA serão iguais a zero. Importante ressaltar, que o IDA se utiliza de dados secundários, disponíveis em órgãos ambientais e instituições públicas.

A construção do modelo de desenvolvimento ambientalmente sustentável exige transformação de paradigmas científicos tradicionais e a produção de novos conhecimentos. Como atores deste processo, o desafio consiste em assegurar que as relações (econômicas, sociais e políticas) entre os elementos do sistema (pessoas e lugares) sejam tais que o crescimento econômico seja alcançado ao mesmo tempo em que o meio ambiente é conservado, com a consideração explícita da capacidade de suporte do meio ambiente.

O instrumento econômico ICMS Ecológico tendo como critério primordial o ISA, tem os elementos necessários e viáveis para, articulados com os demais instrumentos de política ambiental, favorecer a gestão ambiental compatível com o processo da construção do desenvolvimento sustentável.

O ICMS - Imposto sobre Operações relativas à Circulação de Mercadorias e sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação é regido por 27 leis e possui regras próprias em cada unidade da federação. Representa o principal tributo estadual e seu recolhimento, na maioria dos Estados, é responsável pela parcela majoritária da formação da receita com a qual se suprem as necessidades administrativas, de investimentos e de pagamentos de financiamentos auferidos.

No Ceará, a Lei n.º 12.612 de 07 de agosto de 1986 define os critérios para distribuição da parcela de receita do produto da arrecadação do ICMS pertencente aos Municípios, sendo:

- 75% (setenta e cinco por cento) distribuídos com referência ao Valor Adicionado Fiscal;
- 5% (cinco por cento) conforme relação existente entre a população do Município e a população total do Estado;
- 12,5% (doze e meio por cento) relacionado às despesas realizadas pelo Município na manutenção e desenvolvimento do ensino;
- 7,5% (sete e meio por cento) a ser distribuído equitativamente para todos os Municípios.

O ICMS Ecológico é um instrumento econômico que, desde 1991, tem-se revelado importante ferramenta de incentivo à prática de conservação da natureza nos municípios, nos 10 Estados da Federação que já o implementaram. ICMS Ecológico é o conceito utilizado para definir a aplicação de critérios ambientais no processo de distribuição de parte do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias (ICMS) que integra o preço das mercadorias, é pago pelo consumidor final e é arrecadado pelo estado (HEMPEL, 2007).

Os critérios que estão sendo utilizados na distribuição do ICMS Ecológico incluem, dentre outros, a existência de unidades de conservação nos

municípios, proteção de mananciais de abastecimento público, reservatórios para geração de energia elétrica, saneamento básico, sistema de tratamento de lixo ou esgoto, programa de controle e combate à queimadas, e proteção de terras indígenas.

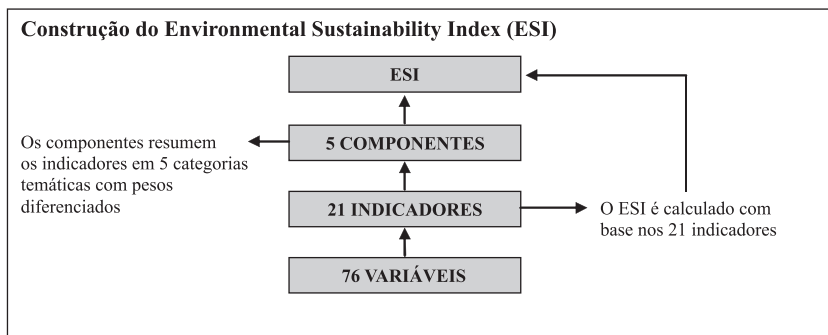
Ao ICMS Ecológico são atribuídas duas funções primordiais: a compensatória e a incentivadora. A função compensatória beneficia os municípios que sofrem limitações quanto ao gerenciamento de seus territórios, em função da existência de áreas com restrições de uso. Esses municípios geralmente recebem menos dinheiro quando da repartição feita pelo estado, pois normalmente têm menos atividades geradoras de arrecadação do ICMS (comércio, indústria e serviços); a função incentivadora atua como incentivo aos municípios, despertando o interesse em criar ou ampliar áreas de conservação ou outros critérios relevantes para o ICMS Ecológico, inclusive quanto aos aspectos qualitativos (BENSUSAN, 2002).

Sabe-se da dificuldade em avaliar objetivamente um conceito complexo como sustentabilidade ambiental, até porque “todo conhecimento humano guarda seus laivos de subjetividade” (Rocha, 1995 p. 52), mas esforços vêm sendo desenvolvidos neste sentido. O Prof. Daniel Esty da Universidade de Yale nos Estados Unidos, criou o Environmental Sustainability Index (ESI), com o objetivo de medir o desempenho ambiental de países.

Desenvolvido com base em 21 indicadores de sustentabilidade ambiental agrupadas nas seguintes 5 áreas: sistemas ambientais, redução de estresses, redução da vulnerabilidade humana, capacidade social e institucional e governança global, compostos por 76 variáveis. Foi calculado pela primeira vez em 2005 para 146 países. Demonstrou sua importância para medir o desempenho ambiental, na definição de políticas públicas dirigidas a melhorar o desempenho ambiental dos países e oferecer a possibilidade de medir de forma concreta o incremento ou não ao longo do tempo.

O ESI foi formalmente lançado no dia 28 de janeiro de 2005 durante o Fórum Econômico Mundial. Nasceu para buscar influenciar “policy makers” a adotarem um sistema de aferimento/medida do desempenho ambiental e incentivar a priorização de políticas públicas ambientais nos planos de desenvolvimento. A Finlândia ficou em 1º lugar com ESI de 75,1 e o Brasil ficou em 11º lugar com ESI de 62,2 na primeira avaliação de 2005.

FIGURA 1

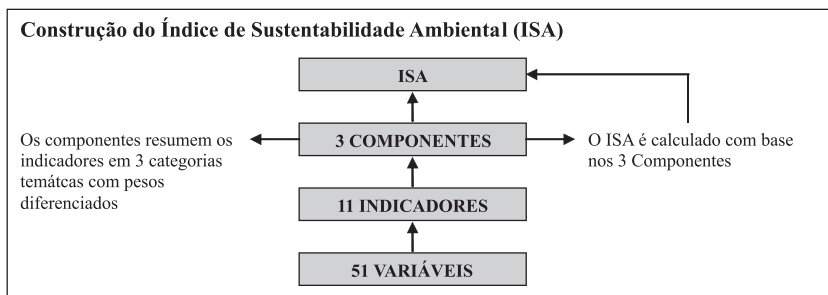


Fonte: Columbia University e Yale University, 2005 – Anexo 1

Um índice resume uma série de indicadores referentes à diversas dimensões. A escolha adequada de indicadores e a criação de índices para se medir a sustentabilidade ambiental de um município se constituem, em última instância, em um desafio a ser superado.

Para o caso específico do Índice de Sustentabilidade Ambiental (ISA) sugerido para o Estado do Ceará, temos a sua construção demonstrada na Figura 2, seguinte:

FIGURA 2



Fonte: Programa Selo Município Verde, 2007 – Anexo 2

Objetivos

Este artigo tem dois objetivos específicos. Em primeiro lugar pretende apresentar a proposta de criação de um novo índice ambiental denominado de Índice de Sustentabilidade Ambiental (ISA), idéia conceitual desenvolvida em 2007 com base na experiência da avaliação no processo de certificação ambiental do Programa Selo Município Verde e a partir das discussões entre a comissão técnica deste programa e os membros do Grupo de Trabalho do ICMS Ecológico do Ceará. A proposta surgiu da necessidade de se unificar os três índices do Programa Selo Município Verde num único índice capaz de ser utilizado como base para a repartição do ICMS Ecológico para os municípios na proposta em discussão.

O outro objetivo do artigo é demonstrar a aplicabilidade do ISA como ferramenta a ser utilizada na redistribuição de incentivos econômicos provenientes do ICMS Ecológico para os municípios do Ceará. Além disso, busca demonstrar que se trata de conceito inovador que deverá contribuir positivamente e de forma importante para a consolidação das políticas públicas ambientais do Ceará.

Metodologia

Conforme comentado anteriormente o Programa Selo Município Verde é composto por três avaliações sendo elas Avaliação de Gestão Ambiental, de Desempenho Ambiental e Mobilização Ambiental, gerando, respectivamente, seus índices IGA, IDA e IMA.

No arcabouço metodológico do instrumento de certificação ambiental cearense foram estabelecidos pesos e significâncias para as diversas variáveis ambientais, nos três tipos de avaliação. Cada variável ambiental recebeu grau de significância, cujo intervalo está compreendido entre 0 e 3, inclusive, conforme sua compatibilidade com as premissas da sustentabilidade. Assim, as variáveis que possuem muito pouca correlação com a sustentabilidade recebem significância 0, enquanto as variáveis que apresentam forte correlação com a sustentabilidade recebem significância máxima 3. Por exemplo: na questão de destino final de resíduos sólidos, a opção lixão recebe significância 0 e a opção aterro sanitário consorciado recebe significância máxima 3, por se

constituir na alternativa ambientalmente adequada, inclusive levando-se em consideração os aspectos sócio-ambientais e econômicos. Para complementar a metodologia, ponderou-se também cada variável, que recebeu um peso, expresso no intervalo de 1 a 3, que representa sua importância em relação às outras variáveis do mesmo eixo temático. Assim, tem-se a valoração das variáveis ambientais, em sua plenitude e em virtude de sua complexidade (Cabral, 2006). Além disso, anualmente, todos os instrumentos de avaliação são analisados e revisados pela comissão técnica e comitê gestor, configurando-se numa ferramenta flexível e adaptável a cada realidade.

Assim sendo, para gerar um Índice de Gestão Ambiental – IGA é utilizada a seguinte fórmula matemática para o seu cálculo:

$$\text{IGA} = \frac{\sum (\text{Significância} \times \text{peso})}{\sum \text{peso}}$$

O Índice de Desempenho Ambiental pode ser formatado através da mesma relação estabelecida entre o peso e a significância, conforme demonstrado a seguir:

$$\text{IDA} = \frac{\sum (\text{Significância} \times \text{peso})}{\sum \text{peso}}$$

Seguindo a coerência entre todas as avaliações, o Índice de Mobilização Ambiental – IMA, é calculado através da seguinte fórmula:

$$\text{IMA} = \frac{\sum (\text{Significância} \times \text{peso})}{\sum \text{peso}}$$

O Índice de Sustentabilidade Ambiental (ISA) proposto tem como base de dados o Programa Selo Município Verde nas avaliações de **gestão ambiental** realizadas nos municípios inscritos gerando o Índice de Gestão Ambiental (IGA), de **desempenho ambiental** gerando o Índice de Desempenho Ambiental (IDA) e **mobilização ambiental** gerando o Índice de Mobilização Ambiental (IMA), uma vez que o ISA é o somatório de todos estes índices. Em suma, pode-se representar o Índice de Sustentabilidade Ambiental através da seguinte fórmula:

$$\text{ISA(m)} = \text{IGA(m)} + \text{IMA(m)} + \text{IDA(m)}$$

Onde: ISA(m) → Índice de Sustentabilidade Ambiental do município
IGA(m) → Índice de Gestão Ambiental do município
IDA(m) → Índice de Desempenho Ambiental do município
IMA(m) → Índice de Mobilização Ambiental do município

$$\text{Fator ICMS Ecológico} = \frac{\text{ISA}(m)}{\sum \text{ISA}_{(\text{total})}}$$

Onde: $\text{ISA}_{(\text{tot})}$ corresponde ao somatório dos Índices de Sustentabilidade Ambiental de cada município (ISA(m)).

Foi elaborada uma simulação para verificação de como ficaria a distribuição do ICMS dos municípios no Estado do Ceará, com a inclusão do ICMS Ecológico. A proposta direciona, para o ICMS Ecológico, 3,0% (três por cento) dos 7,5% (sete e meio por cento) a ser distribuído equitativamente para todos os Municípios, alterando em consequência, a Lei Estadual nº 12.612/86.

Para tanto, calculamos os Índices de Sustentabilidade Ambiental dos 184 municípios do Estado, utilizando os dados do ano de 2006 do Programa Selo Município Verde que certificou 25 municípios que possuem os três índices e buscamos os dados secundários no IBAMA, SEMACE, IPECE e na Secretaria de Saúde do Estado do Ceará para realização da avaliação de Desempenho Ambiental dos municípios restantes. A partir do valor do ISA obtido para cada município, calculou-se o Fator ICMS Ecológico e converteu-se então no valor a ser repassado para cada município, tendo como base o valor médio mensal arrecadado em 2006, onde os 3,0% do valor a ser distribuído aos municípios correspondeu a R\$ 1.884.949,40 (um milhão oitocentos e oitenta e quatro mil e novecentos e quarenta e nove reais e quarenta centavos).

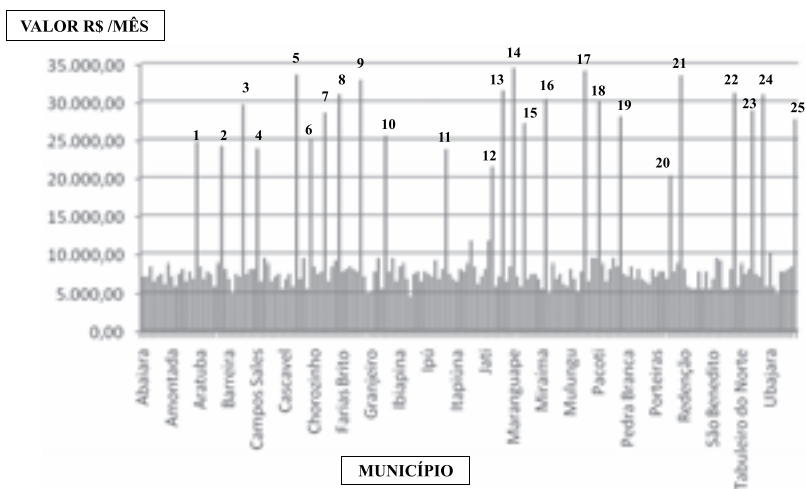
Resultados

Com a finalidade de testar a viabilidade da utilização do Índice de Sustentabilidade Ambiental como um instrumento para a redistribuição de incentivos econômicos para a gestão ambiental municipal no âmbito do ICMS Ecológico, foi elaborada uma simulação tendo por base os dados do Programa Selo Município Verde, bem como dados secundários publicados por outras instituições.

De acordo com o gráfico 1, podemos observar a existência de 25 municípios que se destacariam em relação ao valor a ser recebido. Identificamos estes, devidamente numerados, como sendo aqueles municípios que participaram do processo de certificação ambiental cearense, e que forneceram os dados necessários para a avaliação de gestão ambiental e avaliação de mobilização ambiental, demonstrando um significativo incremento no valor recebido pelos mesmos.

Além deste incremento, também podemos visualizar os demais municípios que optaram por não participar da certificação ambiental do programa e que também receberiam uma representativa quantia, demonstrando que todos os municípios cearenses teriam a oportunidade de ter acesso a este incentivo.

GRÁFICO 1:
SIMULAÇÃO DE VALORES MENSAIS A SEREM REPASSADOS PARA OS MUNICÍPIOS TENDO COMO CRITÉRIO O ISA



LEGENDA

- | | | |
|--------------------|------------------|---------------------|
| 1. Araripe | 10. Guaramiranga | 19. Parnaíba |
| 2. Baturité | 11. Itaitinga | 20. Quixadá |
| 3. Bela Cruz | 12. Juazeiro | 21. Quixeramobim |
| 4. Campos Sales | 13. Maracanaú | 22. Sobral |
| 5. Caucaia | 14. Maranguape | 23. Tauá |
| 6. Crateús | 15. Massapé | 24. Tianguá |
| 7. Croatá | 16. Missão Velha | 25. Viçosa do Ceará |
| 8. Cruz | 17. Ocara | |
| 9. General Sampaio | 18. Pacoti | |

Considerações

Através da adoção do ISA pelo Programa Selo Município Verde e de sua utilização como índice para a repartição do ICMS Ecológico do Ceará em discussão, seria criado um mecanismo de incentivo aos municípios para incrementarem de forma voluntária e pró-ativa o seu desempenho ambiental, através de ações concretas que pontuariam positivamente na avaliação do seu desempenho. O incremento alcançado na arrecadação seria fruto direto do esforço e desempenho do município, e seria mais significativo, se comparado ao incremento gradual atual, menos acentuado, ancorado no crescimento da arrecadação do ICMS no Estado e no critério de repartição equitativo e populacional vigentes atualmente.

A adoção do ISA possibilitaria a democratização na participação dos municípios e na repartição do incentivo ambiental a ser criado com o ICMS Ecológico. O ISA, por ser constituído por um grupo de variáveis ambientais abrangentes, possibilitaria a participação de todos os municípios do Ceará que assim teriam maior capacidade e oportunidade de melhorarem seus desempenhos. Cada município poderá definir, dentro de suas estratégias, quais variáveis ambientais deverão ser incrementadas prioritariamente no sentido de aumentar a sua arrecadação.

O PSMV é um programa de adesão voluntária. O atrelamento do ISA ao ICMS Ecológico possibilitaria o cálculo para todos os municípios que, desta forma, teriam uma ferramenta de medição do seu desempenho ambiental, além da possível certificação ambiental para os participantes do programa.

A adoção do ISA como índice ambiental dos municípios do Ceará representaria um passo importante e inovador. Seria uma demonstração de pioneirismo na criação e aplicação de um índice em políticas públicas ambientais de fomento à gestão ambiental local.

A institucionalização do ISA, sua inclusão no anuário estatístico do Ceará, o registro da metodologia de cálculo do índice pelo Programa Selo Município Verde e a publicação anual do ISA pelo PMSV no processo de certificação ambiental, contribuiriam para a sua consolidação.

A aplicação e utilização do ISA como critério de desempenho ambiental dos municípios, bem como a sua utilização na repartição do ICMS Ecológico,

ajudariam no fortalecimento do PSMV e aumentaria a participação dos municípios no programa.

Enfim, o ISA iria contribuir positivamente e de forma decisiva para a consolidação das políticas públicas ambientais do Ceará.

Referências Bibliográficas

BENSUSAN, N. ICMS ecológico: um incentivo fiscal para a conservação da biodiversidade. In: BENSUSAN, N. (Org.) **Seria melhor mandar ladrilhar?** biodiversidade como, para que, por quê. Brasília: Editora Universidade de Brasília, 2002. 251 p.

BESSERMAN, S. A Lacuna das Informações Ambientais. In: TRIGUEIRO, A. (Coord.) **Meio ambiente no século 21: 21 especialistas falam da questão ambiental nas suas áreas de conhecimento.** Rio de Janeiro: Sextante, 2003. 367 p.

CABRAL, N. R. A. J. Certificação Ambiental dos Municípios e a Gestão Ambiental Local. In: **ICMS Ecológico do Ceará: A Conservação da Natureza nos Municípios.** 2005, Fortaleza. **Cartilha.** Fortaleza: Associação Caatinga, 2005.

ESTY, Daniel C. Towards Data-Driven Environmentalism: The Environmental Sustainability Index. In: **Environmental Law Reporter** 31(5):10603-10613. 2001.

ESTY, Daniel C., Marc Levy, Tanja Srebotnjak, and Alexander de Sherbinin (2005). **Environmental Sustainability Index: Benchmarking National Environmental Stewardship.** New Haven: Yale Center for Environmental Law & Policy. 2005.

HEMPEL, W. B. **ICMS Ecológico – Incentivo ao crescimento econômico com sustentabilidade ambiental.** Fortaleza: Edições Demócrito Rocha, 2007. 248 p.

MARTINS, A.R.P., FERRAZ, F.T. et COSTA, M.M. **Sustentabilidade Ambiental como Nova Dimensão do Índice de Desenvolvimento Humano dos Países.** Revista do BNDES, Rio de Janeiro, V.13, N.26, P.139-162, Dez. 2006.

VECCHIATTI, K. Três fases rumo ao desenvolvimento sustentável: do reducionismo à valorização da cultura. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v.18, n.3, p. 90-95, 2004.

Anexos

ENVIRONMENTAL SUSTAINABILITY INDEX (ESI)



ANEXO 1

76 Variables		21 Indicators	5 Components
Nitrogen dioxide concentration Sulfur dioxide concentration	Particulate concentration Indoor air quality	Air Quality	Environmental Systems
Ecoregions at risk Threatened birds Threatened mammals	Threatened amphibians National Biodiversity Index	Biodiversity	
Wilderness area	Developed area	Land	
Dissolved oxygen Electrical conductivity	Suspended solids Phosphorus concentration	Water Quality	
Surface water availability	Groundwater availability	Water Quantity	
Coal consumption Nitrogen oxide emissions Sulfur dioxide emissions	VOC emissions Vehicles in use	Reducing Air Pollution	Reducing Environmental Stresses
Forest cover change	Acidification	Reducing Ecosystem Stresses	
Population growth	Total fertility rate	Reducing Population Growth	
Ecological Footprint Waste recycling rates	Hazardous waste generation	Reducing Waste & Consumption Pressures	
Industrial organic effluents Fertilizer consumption	Pesticide consumption Area under water stress	Reducing Water Stress	
Overfishing Sustainably managed forests Market distortions	Salinization due to irrigation Agricultural subsidies	Natural Resource Management	Reducing Human Vulnerability
Deaths from intestinal infectious diseases Child mortality rate	Chil mortality due to respiratory infections	Environmental Health	
Malnutrition	Safe drinking water supply	Basic Human Sustenance	
Casualties due to environmental disasters	Environmental Hazar Exposure Index	Reducing Environment-Related Natural Disaster Vulnerability	Social and Institutional Capacity
Gasoline price Corruption Government effectiveness Protected land area Environmental governance Strength of rule of law Local Agenda 21 initiatives	Civil and political liberties Sustainable development data gaps International environmental engagement Environmental knowledge creation Democratic institutions	Environmental Governance	
Energy consumption / GDP	Renewable energy production	Eco-Efficiency	

Índice de Sustentabilidade Ambiental: Um Instrumento de Redistribuição de Incentivos Econômicos para a Conservação Ambiental nos Municípios do Ceará

76 Variables		21 Indicators	5 Components
Corporate sustainability (Dow Jones) Corporate sustainability (Innovest) ISO 14001 certified companies	ISO 14001 certified companies Private sector environmental innovation Participation in Responsible Care Program	Private Sector Responsiveness	Social and Institutional Capacity
Innovation capacity Digital Access Index Female primary education	University enrollment Research scientists	Science and Technology	
Intergovernmental environmental activities Role in international environmental aid	Participation in international environmental agreements	Participation in International Collaborative Efforts	Global Stewardship
Greenhouse gas emission / GDP	Greenhouse gas emissions / capita	Greenhouse Gas Emissions	
Transboundary sulfur dioxide spillovers	Polluting-goods imports	Reducing Transboundary Environmental Pressures	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados constantes do Environmental Sustainability Index (2005)

ANEXO 2

51 Variáveis		11 Indicadores	3 Componentes
Lei de Política Municipal de Meio Ambiente Existência de Órgão Municipal de Meio Ambiente executor das políticas ambientais Fiscalização e licenciamento ambiental das atividades e/ou empreendimentos situados no município	Licenciamento ambiental nos empreendimentos presentes no município Plano Diretor do Município - PDM participativo Atividades de defesa, conservação e tombamento do Patrimônio Histórico-Cultural Fontes alternativas de energia Agenda 21 Local	Instrumentos de Gestão Ambiental	Gestão Ambiental
Plano de Gerenciamento de Resíduos Sólidos Coleta e disposição final ambientalmente adequada de resíduos sólidos urbanos Expansão do sistema de abastecimento de água – SAA Práticas de reutilização, redução, reciclagem e coleta seletiva	Monitoramento da qualidade da água de abastecimento humano Expansão do Sistema de Esgotamento Sanitário - SES Monitoramento da qualidade do efluente tratado pelo Sistema de Esgotamento Sanitário - SES	Infra-estrutura	
Arborização urbana Unidade de Conservação UC (federal, estadual ou municipal) Plano de Manejo das UCs Parceria com ONGs (Organizações Não-Governamentais), Universidades e/ou Centros de Pesquisa para pesquisa e monitoramento da biodiversidade local Práticas em agroecologia, e/ou ações para redução de práticas agrícolas ofensivas ao meio ambiente, tais como queimadas e desmatamentos irregulares	Utiliza agrotóxico? Se sim, realiza ações para o cumprimento das normas legais referentes aos agrotóxicos? Preservação e/ou recuperação de Áreas de Preservação Permanente – APP e Reserva Legal - RL, bem como, para a recuperação de áreas degradadas com o plantio de espécies nativas	Biodiversidade	

51 Variáveis		11 Indicadores	3 Componentes
Resíduos Sólidos Recursos Hídricos Patrimônio Histórico-Cultural e Turístico Biodiversidade Controle da poluição	Saneamento Básico (esgotamento sanitário e abastecimento de água) Agrotóxicos (uso em conformidade com a lei, redução e medidas alternativas)	Educação Ambiental	Gestão Ambiental
Inscrição na dívida ativa do Estado		Situação fiscal com os órgãos ambientais	Desempenho Ambiental
Unidades de Conservação de Proteção Integral e RPPN Focos de calor	Unidades de Conservação de Uso Sustentável e REP	Biodiversidade	
Cobertura de abastecimento de água Cobertura de esgotamento sanitário	Cobertura de coleta de resíduos sólidos	Saneamento ambiental	Desempenho Ambiental
Incidência de dengue Infestação predial de <i>Aedes aegypti</i> Internação por diarreia em menores de 5 anos de idade	Mortalidade proporcional por infecção intestinal em menores de 5 anos Vigilância da qualidade da água de consumo humano	Saúde	
Porcentagem do orçamento municipal	Fundo Municipal do Meio Ambiente	Recursos direcionados para a gestão Ambiental	Mobilização Ambiental
Audiências Públicas relacionados com o Meio Ambiente abaixo-assinados relacionados com o Meio Ambiente	Plebiscitos relacionados com o Meio Ambiente	Mobilização social	
Ano de criação do COMDEMA Caráter do COMDEMA Formalização do COMDEMA	Quantas vezes se reúne por semestre Número de resoluções emitidas pelo COMDEMA	COMDEMA	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Programa Selo Município Verde (2007)

Desigualdade de Renda: Uma Análise das Microrregiões do Estado do Ceará

Francisco José Silva Tabosa¹
Ruben Dario Mayorga²
Jair do Amaral Filho³
Irles Mayorga⁴

Resumo

O Estado do Ceará, apesar do crescimento acumulado de sua economia e bons resultados nos indicadores de desenvolvimento, ainda convive com graves distorções na distribuição de renda. No presente estudo, pretende-se determinar e analisar as desigualdades de renda no Estado do Ceará no período de 1997-2002. Para isso, utilizou-se das Relações existentes entre Rendas Per Capita, Índice de Theil e o Coeficiente de Variação Ponderado de Williamson. Os resultados mostraram reduções nas desigualdades no Estado do Ceará. No entanto, quando analisados em nível de microrregiões, os resultados são assimétricos.

Palavras-Chaves: Desigualdade de Renda; Pobreza; Estado do Ceará.

¹ Economista. Doutorando em Economia no CAEN/UFC. Bolsista do CNPq – Brasil.

² Economista. PhD. Professor Associado do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará.

³ Economista. Dr. Professor Titular do Departamento de Teoria Econômica da Universidade Federal do Ceará e do CAEN/UFC.

⁴ Economista. PhD. Professora Associada do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará.

Abstract

The State of Ceará, despite some good results in accumulate economic growth and good results in indicators of development, still lives with accentuate distorstions in income distribution. The present study has as objective analyse income inequalities in Ceará State in the period of 1997-2002. Therefore, one used three indicators: the relationship between income per capita, Theil Indice and Weighted Coefficient of Variation of Williamson. The results showed decrease in income per capita disparities in the States of Ceará. But, when one compare microregions disparities we observed decrease of inequalities in some microregions and increase of inequalities in anothers microregions.

Key Words: Income Inequality; Poverty; Ceará State.

1. Introdução

Desde a década de 1950, a Região Nordeste tem sido alvo de grandes ações por parte do Governo Federal, em virtude de não conseguir reduzir a distância da renda *per capita* em relação às outras regiões mais desenvolvidas da federação, mesmo nos períodos de alto crescimento da economia nacional (MONTEIRO NETO, 1997). Contudo, nos últimos 10 anos, percebe-se uma evidente estabilização dos indicadores de desigualdades na região (CAVALCANTE, 2003).

Neste contexto, o Estado do Ceará obteve elevados níveis de crescimento da sua economia, com o PIB *per capita* passando de R\$ 2.465,00 em 1997 para R\$ 3.129,00 em 2002, representando um aumento percentual de 26,94%. Além do crescimento econômico, o Ceará também obteve resultados satisfatórios em relação ao Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), crescendo de 0,597 em 1991 para 0,699 em 2000. Isso representou um incremento relativo de 17,09% (IPECE, 2005).

No entanto, apesar do crescimento acumulado da sua economia e bons resultados nos indicadores de desenvolvimento, o Estado do Ceará convive com graves distorções na distribuição de renda. BARRETO *et al* (2001) constataram que, no período de 1980 a 1999, o Índice de Gini de concentração de renda neste Estado passou de 0,5985 para 0,5815, representando uma melhora percentual de apenas 2,92%.

Conforme KHAN (2002), em 1999, o Estado do Ceará apresentava uma linha de pobreza com renda *per capita* mensal de R\$ 65,00 e uma taxa de pobreza de 49 %, superior às taxas nacional (23%) e regional (48%). Já no ano 2000, o Ceará foi o 5º Estado com menor renda *per capita* mensal do Brasil (SILVEIRA NETO e AZZONI, op. cit.).

No presente estudo, pretende-se determinar e analisar as desigualdades de renda das microrregiões do Estado do Ceará no período de 1997-2002.

Este estudo será organizado da seguinte maneira: na introdução salienta-se a situação problemática a ser estudada. Na seção 2 será realizada a revisão de literatura sobre desigualdade de renda, com foco especial no Ceará. Em seguida, será abordada a metodologia utilizada. Na seção 4 serão apresentados os resultados obtidos. A conclusão encerra o trabalho.

2. Revisão de Literatura

2.1. Desigualdades de Renda

A desigualdade e a pobreza no mundo existem desde os primórdios da humanidade, passando pelos povos antigos, a Idade Média e as civilizações modernas e contemporâneas. KUZNETS (1955), um dos pioneiros a analisar a relação “U” invertido entre desigualdade de renda e crescimento econômico, concluiu que uma possível solução para a redução da desigualdade seria a utilização de uma política de desenvolvimento, visando inicialmente promover o crescimento econômico, pois este promoveria a redução da desigualdade.

DINIZ & ARRAES (2005) analisaram a relação entre crescimento econômico e desigualdade no Brasil, abordando uma dupla causalidade entre as duas variáveis. Segundo os autores, a desigualdade brasileira possui três singularidades: a primeira, relacionada com a definição conceitual, já que o Brasil não é um país pobre e sim, com muitos pobres, e quando comparada a sua desigualdade com países de mesma renda *per capita*, o país assume o primeiro lugar no *ranking* de desigualdade de renda; a segunda tem a ver com a persistência da sua desigualdade ao longo do tempo; e a terceira, com a concentração da desigualdade na cauda superior da distribuição, com a concentração da renda em favor de 10% da população (BARROS, MENDONÇA E DUARTE *apud* DINIZ & ARRAES, op. cit.).

2.2. Desigualdades de Renda no Estado do Ceará

A distribuição da renda *per capita* no Estado do Ceará, no ano 2000, segundo SILVEIRA NETO e AZZONI (2004), além de ser bastante concentrada, é a quinta com menor renda *per capita* mensal do país, onde a participação do Ceará no número de pobres do Nordeste passou de 15,98% em 1992 para 16,08% em 1999.

Neste sentido, BARRETO *et al* (2001), ao utilizar o Índice de Gini como medida de concentração de renda nos Estados do Nordeste, verificaram que o índice no Estado do Ceará teve uma discreta redução (ou tendência à desconcentração), passando de 0,5851 em 1970 para 0,5815 em 1999. Ainda que nos anos de 1980 e 1991, esse índice esteve superior ao ano de 1970. Nos anos 1970, 1980 e 1991, o Estado apresentou o maior índice de concentração de renda entre os 9 estados nordestinos. Já em 1999, o Ceará passou para a 6ª colocação, em decorrência do aumento da concentração nos Estados do Piauí, Sergipe e Paraíba.

3. Metodologia

3.1. Área de Estudo

A área de estudo compreende o Estado do Ceará, localizado na Região Nordeste do Brasil, com uma área de aproximadamente 146.817 quilômetros quadrados. Da área total do Estado, 95% encontra-se situada no semi-árido nordestino.

O Estado do Ceará, de acordo com IPECE (op. cit.), é dividido em 33 microrregiões, composto por municípios com as mesmas características de relevo e clima. As microrregiões são:

1. Litoral de Camocim e Acaraú: municípios de Acaraú, Barroquinha, Bela Cruz, Camocim, Chaval, Cruz, Granja, Itarema, Jijoca de Jericoacoara, Marco, Martinópolis e Morrinhos;
2. Ibiapaba: municípios de Carnaubal, Croatá, Guaraciaba do Norte, Ibiapina, São Benedito, Tianguá, Ubajara e Viçosa do Ceará;
3. Coreaú: municípios de Coreaú, Frecheirinha, Moraújo e Uruoca;
4. Meruoca: municípios de Alcântaras e Meruoca;

5. Sobral: municípios de Cariré, Forquilha, Graça, Groaíras, Irauçuba, Massapé, Miraíma, Mucambo, Pacujá, Santana do Acaraú, Senador Sá e Sobral;
6. Ipú: municípios de Ipú, Ipueiras, Pires Ferreira, Poranga, Reriutaba e Varjota;
7. Santa Quitéria: municípios de Catunda, Hidrolândia e Santa Quitéria;
8. Itapipoca: municípios de Amontada, Itapipoca e Trairi;
9. Baixo Curu: municípios de Paracuru, Paraipaba e São Gonçalo do Amarante;
10. Uruburetama: municípios de Itapajé, Tururu, Umirim e Uruburetama;
11. Médio Curu: municípios de Apuiarés, General Sampaio, Pentecoste, São Luís do Curu e Tejuçuoca;
12. Canindé: municípios de Canindé, Caridade, Itatira e Paramoti;
13. Baturité: municípios de Acarape, Aracoiaba, Aratuba, Baturié, Capistrano, Guarimiranga, Itapiúna, Mulungu, Pacoti, Palmácia e Redenção;
14. Chorozinho: municípios de Barreira, Chorozinho e Ocara;
15. Cascavel: municípios de Beberibe, Cascavel e Pindoretama;
16. Fortaleza: municípios de Aquiraz, Caucaia, Eusébio, Fortaleza, Guaiúba, Itaitinga, Maracanaú, Maranguape e Pacatuba;
17. Pacajus: municípios de Pacajus e Horizonte;
18. Sertão de Crateús: municípios de Ararendá, Crateús, Independência, Iporanga, Monsenhor Tabosa, Nova Russas, Novo Oriente, Quiterianópolis e Tamboril;
19. Sertão de Quixeramobim: municípios de Banabuiú, Boa Viagem, Choró, Ibareta, Madalena, Quixadá e Quixeramobim;
20. Sertão de Inhamus: municípios de Aiuaba, Arneiroz, Catarina, Parambu, Saboeiro e Tauá;
21. Sertão de Senador Pompeu: municípios de Acopiara, Deputado Irapuam Pinheiro, Milhã, Pedra Branca, Piquet Caneiro, Senador Pompeu e Solonópole;

22. Litoral de Aracati: municípios de Aracati, Fortim, Icapuí e Itaiçaba;
23. Baixo Jaguaribe: Alto Santo, Ibicuitinga, Jaguaruana, Limoeiro do Norte, Morada Nova, Palhano, Quixeré, Russas, São João do Jaguaribe e Tabuleiro;
24. Médio Jaguaribe: municípios de Jaguaretama, Jaguaribara e Jaguaribe;
25. Serra do Pereiro: municípios de Ererê, Iracema, Pereiro e Potiretama;
26. Iguatú: municípios de Cedro, Icó, Iguatú, Orós e Quixelô;
27. Várzea Alegre: municípios de Antonina do Norte, Cariús, Jucás, Tarafas e Várzea Alegre;
28. Lavras da Mangabeira: municípios de Baixio, Ipaumirim, Lavras da Mangabeira e Umarim;
29. Chapada do Araripe: municípios de Araripe, Assaré, Campos Sales, Potengi e Salitre;
30. Caririaçu: municípios de Altaneira, Caririaçu, Farias Brito e Granjeiro;
31. Barro: municípios de Aurora, Barro e Mauriti;
32. Cariri: municípios de Barbalha, Crato, Jardim, Juazeiro do Norte, Missão Velha, Nova Olinda, Porteiras e Santana do Cariri;
33. Brejo Santo: municípios de Abaiara, Brejo Santo, Jati, Milagres e Penaforte.

3.2. Fonte de Dados

Os dados secundários provêm do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Estado do Ceará (IPECE), além de uma revisão de literatura sobre o tema desigualdade de renda; desde livros, dissertações, teses, pesquisa até publicações avulsas, jornais, revistas e textos obtidos via Internet.

3.3. Métodos de Análise

Neste estudo foram utilizados vários indicadores de desigualdade de renda. A utilização desses indicadores foi de grande importância para realizarmos um diagnóstico preciso em relação às desigualdades regionais no Estado do Ceará e nas 33 microrregiões cearenses.

3.3.1. Indicadores de Desigualdade de Renda

Para analisar a desigualdade de renda, utilizou-se três indicadores: a Relação entre Rendas *Per Capita*, o Índice de Theil e o Coeficiente de Variação Ponderado de Williamson.

3.3.1.1. Relação entre Rendas *Per Capita*

Considerando o mais simples e intuitivo indicador de desigualdades regionais (CAVALCANTE, 2003), utilizou-se três formas para analisar as desigualdades com este indicador.

A primeira forma é a Relação entre Rendas *Per Capita* no Estado, definida pelo quociente entre a renda *per capita* do município de maior renda *per capita* do Estado e a do município de menor renda *per capita* do Estado.

$$R_{RC} = \frac{\left(\frac{Y_i}{P_i}\right)_{MAX}}{\left(\frac{Y_i}{P_i}\right)_{MIN}} \quad (1)$$

Onde:

R_{RC} = Relação entre Rendas *Per Capita* do Estado;

Y_i = renda do município i do Estado;

P_i = população do município i do Estado.

A segunda forma é a Relação entre Rendas *Per Capita* entre as microrregiões, definida pelo quociente entre a renda *per capita* da microrregião de maior renda *per capita* do Estado e a da microrregião de menor renda *per capita* do Estado.

$$R_{RCM} = \frac{\left(\frac{Y_i}{P_i}\right)_{MAX}}{\left(\frac{Y_i}{P_i}\right)_{MIN}} \quad (2)$$

Onde:

R_{RCM} = Relação entre Rendas *per capita* entre as microrregiões;

Y_i = renda da microrregião i do Estado;

P_i = população da microrregião i do Estado.

A terceira forma é a Relação entre Rendas *per capita* nas microrregiões, definida pelo quociente entre a renda *per capita* do município de maior renda *per capita* da microrregião e a do município de menor renda *per capita* da microrregião.

$$R_M = \frac{\left(\frac{Y_i}{P_i}\right)_{MAX}}{\left(\frac{Y_i}{P_i}\right)_{MIN}} \quad (3)$$

Onde:

R_M = Relação entre Rendas *per capita* nas microrregiões;

Y_i = renda do município i da microrregião;

P_i = população do município i da microrregião.

Na primeira forma, pode-se medir a distância (desigualdade) entre os municípios de maior e menor renda *per capita* no Estado. Na segunda forma, pode-se medir a distância (desigualdade) entre as microrregiões de maior e menor renda *per capita*. Na terceira forma, pode-se medir a distância (desigualdade) entre os municípios de maior e menor renda *per capita* nas microrregiões.

3.3.1.2. Índice de Theil

O indicador Índice de Theil também será utilizado de três formas para representar as desigualdades na renda *per capita* no Estado e nas microrregiões cearenses. O índice é descrito a seguir:

$$J_R = \sum_{i=1}^n P_i \log \left(\frac{P_i}{Y_i} \right) \quad (4)$$

Onde:

J_M = Índice de Desigualdade Intermunicipal de Theil;

Y_i = proporção da renda do município i em relação ao Estado;

P_i = proporção da população do município i em relação ao Estado;

n = número de municípios do Estado.

Após esta análise, utilizou-se o Índice de Theil de desigualdade de renda entre as microrregiões cearenses. O índice é o seguinte:

$$J_R = \sum_{i=1}^n P_i \log \left(\frac{P_i}{Y_i} \right) \quad (5)$$

Onde:

J_R = Índice de Desigualdade Inter-regional de Theil;
 Y_i = proporção da renda da microrregião i em relação ao Estado;
 P_i = proporção da população da microrregião i em relação ao Estado.
 n = número de microrregiões no Estado.

Finalmente, utilizou-se o Índice de Theil de desigualdade de renda nas microrregiões cearenses. O índice é o seguinte:

$$J_{RM} = \sum_{i=1}^n P_i \log \left(\frac{P_i}{Y_i} \right) \quad (6)$$

Onde:

J_{RM} = Índice Regional de Desigualdade de Theil nas microrregiões cearenses;
 Y_i = proporção da renda do município i em relação à microrregião;
 P_i = proporção da população do município i em relação à microrregião;
 n = número de municípios que compõem cada microrregião.

Os valores do índice variam entre zero e $\log n$ ($0 \leq J \leq \log n$). Quando $J = 0$, a distribuição de renda é perfeitamente igualitária, não existindo desigualdades; e quando $J = \log n$ é um caso de máxima desigualdade (THEIL, 1967; HOFFMANN, 1998).

3.3.1.3. Coeficiente de Variação Ponderado de Williamson

Indicador criado por WILLIAMSON (1965), que comparou indicadores de desigualdades regionais para um conjunto de 24 países, será utilizado neste estudo de duas formas:

A primeira, analisando a desigualdade entre todos os municípios do Estado do Ceará. A forma é a seguinte:

$$V_w = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{P_i} - \frac{Y}{P} \right)^2 \frac{P_i}{P}}}{\frac{Y}{P}} \quad (7)$$

Onde:

V_w = Coeficiente de Variação Ponderado de Williamson;

Y_i = renda anual do município i do Estado do Ceará;

P_i = população do município i do Estado do Ceará;

Y = renda do Estado do Ceará;

P = população do Estado do Ceará;

n = número de municípios do Estado do Ceará.

A segunda, analisando a desigualdade entre todos os municípios pertencentes a cada microrregião. A forma é a seguinte:

$$V_w = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{P_i} - \frac{Y}{P} \right)^2 \frac{P_i}{P}}}{\frac{Y}{P}} \quad (9)$$

Onde:

V_w = Coeficiente de Variação Ponderado de Williamson;

Y_i = renda anual do município i da microrregião;

P_i = população do município i da microrregião;

Y = renda da microrregião;

P = população da microrregião;

n = número de municípios da microrregião.

Com ajuda do desvio padrão, é possível medir a dispersão dos meios de renda *per capita* dos municípios em relação à média da microrregião. Sabe-se que quanto maior o valor de V_w tanto mais amplos os diferenciais de renda.

4. Resultados

A presente seção apresentará os resultados dos indicadores de desigualdades de renda no Estado do Ceará, como previsto na metodologia. Inicialmente, serão apresentados e analisados as Relações existentes entre Rendas *Per Capita* do Estado considerando os municípios e, seguidamente, as microrregiões. Posteriormente, serão apresentadas e analisadas as relações existentes entre municípios e suas respectivas microrregiões e, finalmente, apresentadas as desigualdades de renda existentes, utilizando o Índice de Theil e o

Coefficiente de Variação Ponderado de Williamson.

4.1. Relações entre Rendas *Per Capita*

Na Tabela 1 são apresentadas as relações entre rendas *per capita* no Estado e nas microrregiões.

TABELA 1:
RELAÇÕES EXISTENTES ENTRE RENDAS *PER CAPITA* NO ESTADO DO CEARÁ, CONSIDERANDO OS MUNICÍPIOS E AS MICRORREGIÕES CEARENSES: 1997-2002

INDICADORES	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Relação rendas per capita (RRC)*	19,1891	27,1096	22,8211	19,4335	18,2165	16,9099
Relação rendas per capita (RRCM)**	8,6642	7,7030	6,6562	7,0153	6,1892	5,8771

Fonte: Elaboração dos autores com dados do IPECE (2005)

* = Relação de Rendas Per Capita do Estado do Ceará, considerando os municípios;

** = Relação de Rendas Per Capita do Estado do Ceará, considerando as microrregiões.

Em todo o período analisado, o Município do Eusébio apresentou-se como o de maior PIB *per capita* do Estado, enquanto que o Município de Santana do Cariri, o de menor PIB *per capita*. Com exceção no ano de 1997, onde o município de menor PIB *per capita* do Estado foi Tejuçuoca.

A relação entre rendas *per capita* do Estado, considerando os municípios (RRC), apresentou uma redução de 13,48%, passando de 19,1891 em 1997 para 16,9090 em 2002. No entanto, notou-se um acentuado de 1997 para 1998, passando de 19,1891 para 27,1096 mostrando um crescimento de 41,28%. O anterior obedece ao crescimento do PIB *per capita* do Município do Eusébio e redução do PIB *per capita* do Município de Santana do Cariri (o PIB *per capita* do Município do Eusébio é superior 27 vezes ao PIB *per capita* do Município de Santana do Cariri). Já no período de 1998 a 2002, notou-se uma redução do indicador em 53,16%, passando de 27,1096 em 1998 para 16,9099 em 2002 (devido ao aumento do PIB *per capita* do Município de Santana do Cariri e queda do PIB *per capita* do Município do Eusébio).

Analisando a relação entre rendas *per capita* entre as microrregiões cearenses (RRCM), em todo o período a microrregião de Pacajus apresentou-se

como a de maior renda *per capita*, enquanto que as microrregiões de Coreaú (nos anos de 1997 e 1999) e de Caririçu (nos anos 1998, 2000, 2001 e 2002), apresentaram-se como as microrregiões com menores rendas *per capita*.

Em relação ao indicador, verificou-se que ele passou de 8,6642 em 1997 para 5,8771 em 2002, representando uma redução de 32,17%. Isso ocorreu pela redução da renda *per capita* da microrregião de Pacajus e crescimento da renda *per capita* da microrregião de Caririçu.

A Tabela 2 apresenta a relação entre rendas *per capita* nas microrregiões cearenses.

TABELA 2:
RELAÇÃO ENTRE RENDAS *PER CAPITA* ANUAL NAS
MICRORREGIÕES CEARENSE (RM): 1997-2002

MICRORREGIÕES	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Camocim	1,9294	1,9897	2,0385	2,0137	1,7831	1,9451
Ibiapaba	1,7120	1,6281	1,4180	1,4419	1,3019	1,3486
Coreaú	1,1640	1,1456	1,2178	1,2484	1,1762	1,1868
Meruoca	1,1788	1,1550	1,0490	1,1143	1,0684	1,0813
Sobral	5,6756	6,9302	6,1653	5,9604	6,1245	5,7009
Ipu	1,2609	1,2083	1,1890	1,4413	1,1627	1,2152
Santa Quitéria	1,4288	3,4897	3,3115	5,3325	5,7333	5,6073
Itapipoca	2,1867	2,0581	1,8346	1,8406	1,7206	1,6542
Baixo Curu	1,3155	1,3112	1,2639	1,3731	1,1450	1,1637
Uruburetama	1,7726	1,9465	2,3029	2,0238	2,0719	2,0086
Médio Curu	1,3780	1,1881	1,3571	1,4381	1,1807	1,1888
Canindé	1,7550	2,2278	2,2826	2,1513	2,0927	1,9758
Baturité	3,0646	3,7938	3,0118	2,9443	2,7476	2,5701
Chorozinho	1,2128	1,2562	1,3130	1,3654	1,2537	1,2598
Cascavel	1,5184	1,5415	2,0760	2,3010	2,2835	2,1697
Fortaleza	13,5812	13,6394	12,9648	10,3960	11,4699	10,6423
Pacajus	1,8454	1,8183	1,4450	1,2395	1,1949	1,1765
Sertão de Crateús	1,5172	1,5500	1,4742	1,4979	1,3504	1,3148
Sertão de Quixeramobim	1,9900	1,8621	1,7644	1,7327	1,6464	1,6228
Sertão de Inhamus	1,3162	1,3984	1,3371	1,3129	1,3390	1,3711
Sertão de Senador Pompeu	1,3467	1,3315	1,2752	1,2457	1,2998	1,3272

MICRORREGIÕES	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Litoral de Aracati	1,3955	1,5154	1,4970	1,4622	1,3954	1,3902
Baixo Jaguaribe	1,7353	1,9641	1,8273	1,7160	1,7959	1,7185
Médio Jaguaribe	1,1923	1,2654	1,2451	1,1999	1,2591	1,2084
Serra do Pereiro	1,0805	1,1001	1,1321	1,1392	1,2706	1,3473
Iguatu	1,6206	1,8794	1,8303	1,7276	1,7455	1,6973
Várzea Alegre	1,1964	1,1956	1,2141	1,3695	1,2140	1,1930
Lavras da Mangabeira	1,2894	1,2087	1,2157	1,3224	1,1294	1,1038
Chapada do Araripe	1,1559	1,1566	1,1655	1,1946	1,2208	1,2108
Caririaçu	1,1001	1,1606	1,1267	1,1051	1,1060	1,0907
Barro	1,0841	1,0243	1,0541	1,0608	1,0634	1,0639
Cariri	2,2345	3,6201	3,0976	3,3396	3,0010	2,8830
Brejo Santo	1,0916	1,1747	1,1827	1,2414	1,1811	1,1829

Fonte: Elaboração dos autores com dados do IPECE (2005)

As microrregiões que, no período de 1997 a 2002, apresentaram aumento da desigualdade foram: Camocim, Coreaú, Sobral, Santa Quitéria, Uruburetama, Canindé, Chorozinho, Cascavel, Sertão de Inhamus, Médio Jaguaribe, Serra do Pereiro, Iguatu, Chapada do Araripe, Cariri e Brejo Santo. A microrregião com maior aumento da desigualdade foi Santa Quitéria, passando de 1,4288 em 1997 para 5,6073 em 2002, representando um aumento percentual de 392,45%; em decorrência do crescimento acentuado do PIB *per capita* do Município de Santa Quitéria¹.

As microrregiões que, no período de 1007 a 2002, apresentaram redução da desigualdade foram: Ibiapaba, Meruoca, Ipú, Itapipoca, Baixo Curu, Médio Curu, Baturité, Fortaleza, Pacajus, Sertão de Crateús, Sertão de Quixerambim, Sertão de Senador Pompeu, Litoral de Aracati, Baixo Jaguaribe, Várzea Alegre, Lavras da Mangabeira, Caririaçu e Barro. A microrregião com maior redução da desigualdade foi Pacajus, passando de 1,8454 em 1997 para 1,1765 em 2002, representando uma redução percentual de 56,86%.

Em todo período analisado, a microrregião de Fortaleza apresentou-se como a de maior índice de desigualdade, com o maior índice em 1998

¹ A participação do PIB industrial no PIB municipal de Santa Quitéria passou de 22,1% em 1998 para 46,8% em 2002. Isso proporcionou um aumento do PIB per capita de Santa Quitéria, passando de R\$ 3.584,00 em 1998 para R\$ 8.201,00 (IPECE, 2005).

(13,6394). Isso ocorreu devido à grande desigualdade de renda existente entre os Municípios do Eusébio e Guaiúba. As outras microrregiões que apresentaram maiores desigualdades foram: Sobral, Santa Quitéria, Baturité e Cariri. Já a microrregião de Barro apresentou-se como a de menor desigualdade; com o menor índice no ano de 1998 (1,0243). As outras microrregiões com menores desigualdades foram: Caririaçu, Meruoca e Coreaú.

4.2. Índice de Theil

A Tabela 3 apresenta os índices de desigualdade intermunicipal e inter-regional de Theil no Estado do Ceará.

TABELA 3:
ÍNDICES DE DESIGUALDADE INTERMUNICIPAL DE THEIL (JM)
E DE DESIGUALDADE INTER-REGIONAL DE THEIL (JR)
NO ESTADO DO CEARÁ: 1997-2002

INDICADORES	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Índice de Des. Intermunicipal de Theil (JM)	0,0920	0,0888	0,0807	0,0731	0,0707	0,0648
Índice de Des. Inter-regional de Theil (JR)	0,0633	0,0610	0,0548	0,0497	0,0473	0,0418

Fonte: Elaboração dos autores com dados do IPECE (2005)

Os indicadores de desigualdade intermunicipal e inter-regional de Theil apresentaram valores máximos no ano de 1997 ($J_M = 0,0920$ e $J_R = 0,0633$, respectivamente). Nos anos seguintes, os dois indicadores apresentaram reduções anuais. Em 2002, o índice de desigualdade intermunicipal de Theil apresentou valor igual a 0,0648, representando um melhora percentual de 29,57% em relação ao ano de 1997. Enquanto que, no mesmo período, o índice de desigualdade inter-regional de Theil apresentou valor igual a 0,0418, representando uma melhora percentual de 33,97% em relação ao ano de 1997.

A Tabela 4 apresenta o Índice Regional de Desigualdade de Theil nas microrregiões cearenses.

TABELA 4:
ÍNDICE REGIONAL DE DESIGUALDADE DE THEIL NAS
MICRORREGIÕES CEARENSES (JRM): 1997-2002

MICRORREGIÕES	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Camocim	0,0109	0,2719	0,0025	0,0136	0,0149	0,0184
Ibiapaba	0,0080	0,0051	0,0040	0,0039	0,0035	0,0036
Coreaú	0,0008	0,0008	0,0015	0,0022	0,0019	0,0024
Meruoca	0,0014	0,0011	0,0001	0,0006	0,0007	0,0009
Sobral	0,1290	0,1199	0,0764	0,0982	0,1206	0,0886
Ipu	0,0014	0,0014	0,0011	0,0032	0,0040	0,0043
Santa Quitéria	0,0058	0,0073	0,0064	0,0343	0,0324	0,0306
Itapipoca	0,0300	0,0223	0,0157	0,0162	0,0169	0,0150
Baixo Curu	0,0031	0,0030	0,0022	0,0039	0,0037	0,0044
Uruburetama	0,0096	0,0174	0,0296	0,0169	0,0153	0,0133
Médio Curu	0,0025	0,0030	0,0034	0,0044	0,0058	0,0074
Canindé	0,0122	0,0192	0,0200	0,0179	0,0180	0,0161
Baturité	0,0324	0,0433	0,0363	0,0387	0,0382	0,0355
Chorozinho	0,0017	0,0024	0,0027	0,0036	0,0039	0,0036
Cascavel	0,0079	0,0087	0,0246	0,0326	0,0322	0,0277
Fortaleza	0,0426	0,0387	0,0365	0,0315	0,0319	0,0321
Pacajus	0,0188	0,0192	0,0073	0,0025	0,0009	0,0005
Sertão de Crateús	0,0048	0,0140	0,0899	0,0039	0,0099	0,0053
Sertão de Quixeramobim	0,0124	0,0121	0,0106	0,0085	0,0086	0,0083
Sertão de Inhamus	0,0027	0,0035	0,0029	0,0024	0,0027	0,0030
Sertão de Senador Pompeu	0,0030	0,0030	0,0020	0,0015	0,0016	0,0017
Litoral de Aracati	0,0028	0,0073	0,0051	0,0030	0,0035	0,0029
Baixo Jaguaribe	0,0046	0,0086	0,0073	0,0055	0,0050	0,0041
Médio Jaguaribe	0,0016	0,0027	0,0018	0,0010	0,0015	0,0008
Serra do Pereiro	0,0002	0,0002	0,0003	0,0005	0,0002	0,0004
Iguatu	0,0110	0,0178	0,0166	0,0131	0,0127	0,0112
Várzea Alegre	0,0007	0,0009	0,0008	0,0013	0,0013	0,0019
Lavras da Mangabeira	0,0011	0,0010	0,0008	0,0015	0,0021	0,0022
Chapada do Araripe	0,0007	0,0005	0,0005	0,0006	0,0007	0,0008
Caririaçu	0,0001	0,0004	0,0003	0,0003	0,0002	0,0002

MICRORREGIÕES	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Barro	0,0003	0,0000	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
Cariri	0,0116	0,0131	0,0098	0,0094	0,0092	0,0078
Brejo Santo	0,0003	0,0007	0,0008	0,0009	0,0007	0,0009

Fonte: Elaboração dos autores com dados do IPECE (2005)

As microrregiões que, no período de 1997 a 2002, apresentaram reduções nas desigualdades foram: Ibiapaba, Meruoca, Sobral, Itapipoca, Fortaleza, Pacajus, Sertão de Quixeramobim, Sertão de Senador Pompeu, Baixo Jaguaribe, Médio Jaguaribe, Barro e Cariri. A maior redução ocorreu na microrregião de Sobral, passando de 0,1290 em 1997 para 0,0886 em 2002, representando uma redução percentual de 31,32%. No entanto, em todo o período analisado, a microrregião de Sobral apresentou a maior desigualdade entre as microrregiões cearenses, pois o Município de Sobral possui uma renda quase superior à soma de toda a renda dos demais municípios que compõem esta microrregião. Já a microrregião de Barro apresentou a menor desigualdade entre as microrregiões cearenses.

As microrregiões que, no período de 1997 a 2002, apresentaram aumento nas desigualdades foram: Camocim, Coreaú, Ipu, Santa Quitéria, Baixo Curu, Uruburetama, Médio Curu, Canindé, Baturité, Chorozinho, Cascavel, Sertão de Crateús, Sertão de Inhamus, Litoral de Aracati, Serra de Pereiro, Iguatu, Várzea Alegre, Lavras da Mangabeira, Chapada do araripe, Caririçu e Brejo Santo.

4.3. Coeficiente de Variação Ponderado de Williamson

A Tabela 5 apresenta os valores do Coeficiente de Variação Ponderado de Williamson no Estado do Ceará.

TABELA 5:
COEFICIENTE DE VARIAÇÃO PONDERADO DE WILLIAMSON
NO ESTADO DO CEARÁ: 1997-2002

INDICADOR	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Coeficiente de Variação de Williamsom	0,8379	0,8251	0,7391	0,7125	0,6806	0,6626

Fonte: Elaboração dos autores com dados do IPECE (2005)

O resultado apresentou uma redução da desigualdade no Estado do Ceará, no qual o coeficiente passou de 0,8379 em 1997 para 0,6626 em 2002. Representando uma redução de 26,46%.

A Tabela 6 apresenta o Coeficiente de Variação Ponderado de Williamson para cada microrregião do Estado do Ceará, no período de 1997-2002.

TABELA 6:
COEFICIENTE DE VARIAÇÃO PONDERADO DE WILLIAMSON
PARA CADA MICRORREGIÃO CEARENSE: 1997-2002

MICRORREGIÕES	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Camocim	0,2550	0,2630	0,2660	0,2817	0,2448	0,2609
Ibiapaba	0,1911	0,1542	0,1369	0,1374	0,1067	0,1108
Coreaú	0,0623	0,0600	0,0834	0,1005	0,0678	0,0718
Meruoca	0,0914	0,0820	0,0471	0,0653	0,0487	0,0499
Sobral	1,8542	1,7893	1,6723	1,5063	1,4629	1,3775
Ipu	0,0989	0,0905	0,0847	0,1334	0,0705	0,0752
Santa Quitéria	0,2070	0,7534	0,7276	0,9877	1,0138	0,9980
Itapipoca	0,4479	0,3826	0,3173	0,3220	0,2842	0,2570
Baixo Curu	0,1203	0,1198	0,1040	0,1356	0,0635	0,0685
Uruburetama	0,2220	0,3426	0,4762	0,3345	0,3581	0,3411
Médio Curu	0,1192	0,1347	0,1420	0,1574	0,0786	0,0792
Canindé	0,3428	0,4195	0,4156	0,3832	0,3776	0,3567
Baturité	0,4510	0,5285	0,4992	0,4902	0,3982	0,3681
Chorozinho	0,0868	0,1019	0,1113	0,1300	0,1025	0,1004
Cascavel	0,1880	0,1809	0,3613	0,4267	0,4196	0,3857
Fortaleza	0,5102	0,4989	0,4775	0,4260	0,4074	0,4050
Pacajus	0,2971	0,2904	0,1820	0,1070	0,0888	0,0811
Sertão de Crateús	0,1782	0,1824	0,1660	0,1717	0,1171	0,1021
Sertão de Quixeramobim	0,3032	0,2944	0,2703	0,2366	0,2350	0,2262
Sertão de Inhamus	0,1303	0,1417	0,1271	0,1130	0,1130	0,1178
Sertão de Senador Pompeu	0,1177	0,1208	0,0946	0,0808	0,0964	0,1027
Litoral de Aracati	0,1434	0,2617	0,2145	0,1399	0,1237	0,1085
Baixo Jaguaribe	0,1764	0,2520	0,2316	0,1994	0,2089	0,1891
Médio Jaguaribe	0,0926	0,1249	0,1057	0,0791	0,1002	0,0750

MICRORREGIÕES	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Serra do Pereiro	0,0310	0,0340	0,0396	0,0522	0,0842	0,1051
Iguatu	0,2643	0,3220	0,3133	0,2808	0,2822	0,2612
Várzea Alegre	0,0681	0,0632	0,0607	0,0791	0,0766	0,0755
Lavras da Mangabeira	0,0763	0,0708	0,0609	0,0862	0,0412	0,0347
Chapada do Araripe	0,0534	0,0481	0,0502	0,0555	0,0687	0,0624
Caririaçu	0,0313	0,0505	0,0418	0,0387	0,0353	0,0297
Barro	0,0380	0,0089	0,0211	0,0262	0,0234	0,0241
Cariri	0,3222	0,3838	0,3311	0,3351	0,3335	0,3064
Brejo Santo	0,0372	0,0724	0,0765	0,0739	0,0755	0,0701

Fonte: Elaboração dos autores com dados do IPECE (2005)

As microrregiões que, no período de 1997 a 2002, apresentaram reduções nas desigualdades foram: Ibiapaba, Meruoca, Sobral, Ipu, Itapipoca, Baixo Curu, Médio Curu, Baturité, Fortaleza, Pacajus, Sertão de Crateús, Sertão de Quixeramobim, Sertão de Inhamus, Litoral de Aracati, Sertão de Senador Pompeu, Médio Jaguaribe, Iguatu, Lavras da Mangabeira, Caririaçu, Barro e Cariri.

As microrregiões que, no período de 1997 a 2002, apresentaram aumento nas desigualdades foram: Camocim, Coreaú, Santa Quitéria, Uruburetama, Canindé, Chorozinho, Cascavel, Baixo Jaguaribe, Serra de Pereiro, Várzea Alegre, Chapada do Araripe e Brejo Santo.

5. Conclusões

O presente trabalho teve como propósito determinar e analisar as desigualdades de renda no Estado do Ceará no período de 1997 a 2002. Para isso, utilizou-se das Relações existentes entre Rendas *Per Capita*, Índice de Theil e Coeficiente de Variação Ponderado de Williamson.

Analisando a relação entre rendas *per capita* entre os municípios, verificou-se uma redução deste indicador no período analisado, mas a distância entre o município de maior renda *per capita* (Eusébio) e o município de menor renda *per capita* (Santana do Cariri) ainda é grande. Na relação entre rendas *per capita* entre as microrregiões observou-se que Pacajus possui a maior renda *per capita* entre as demais microrregiões, enquanto que Coreaú e Caririaçu, as de menores rendas *per capita*.

Em relação aos índices de desigualdades intermunicipal e inter-regional de Theil, observaram-se reduções nas desigualdades no período analisado. Já no índice regional de desigualdade de Theil, as microrregiões de Ibiapaba, Meruoca, Sobral, Itapipoca, Fortaleza, Pacajus, Sertão de Quixeramobim, Sertão de Senador Pompeu, Baixo Jaguaribe, Médio Jaguaribe, Barro e Cariri apresentaram reduções nas desigualdades, enquanto que as microrregiões de Camocim, Coreaú, Ipu, Santa Quitéria, Baixo Curu, Uruburetama, Médio Curu, Canindé, Baturité, Chorozinho, Cascavel, Sertão de Crateús, Sertão de Inhamus, Litoral de Aracati, Serra do Pereiro, Iguatu, Várzea Alegre, Lavras da Mangabeira, Chapada do Araripe, Caririaçu e Brejo Santo, a desigualdade aumentou.

Analisando o Coeficiente de Variação Ponderado de Williamson do Estado do Ceará no período de 1997 a 2002, o resultado apresentou uma redução da desigualdade no Estado do Ceará, no qual o coeficiente passou de 0,8379 em 1997 para 0,6626 em 2002. No entanto, quando analisa-se o coeficiente de cada microrregião, as microrregiões que apresentaram reduções nas desigualdades foram: Ibiapaba, Meruoca, Sobral, Ipu, Itapipoca, Baixo Curu, Médio Curu, Baturité, Fortaleza, Pacajus, Sertão de Crateús, Sertão de Quixeramobim, Sertão de Inhamus, Litoral de Aracati, Sertão de Senador Pompeu, Iguatu, Lavras da Mangabeira, Caririaçu, Barro e Cariri. Já as microrregiões que apresentaram aumento nas desigualdades foram: Camocim, Coreaú, Santa Quitéria, Uruburetama, Canindé, Chorozinho, Cascavel, Baixo Jaguaribe, Serra do Pereiro, Várzea Alegre, Chapada do Araripe e Brejo Santo.

Em geral, os resultados mostraram reduções nas desigualdades no Estado do Ceará, tanto utilizando as Relações entre Rendas *Per Capita*, Índice de Theil e o Coeficiente de Variação Ponderado de Williamson. No entanto, quando analisamos as desigualdades dentro das microrregiões, nota-se que em algumas microrregiões a desigualdade diminuiu. Já em outras, a desigualdade aumentou.

6. Referências Bibliográficas

BARRETO, F. A.F.D.; JORGE NETO, P. de M; TEBALDI, E.. Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico no Nordeste Brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, FORTALEZA, V.32, n. p 842-859. Novembro, 2001.

CAVALCANTE, L. R. M. T.. Desigualdades regionais no Brasil: uma análise do período 1985 – 1999. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.34 n. 3, jul-set, p.466-481, 2003.

DINIZ, M. B. & ARRAES, R. de A e. Desenvolvimento Econômico e Desigualdade de Renda no Brasil. In: X Encontro Regional de Economia. Fortaleza. **Anais...**, Brasília ANPEC, 2005.

HOFFMANN, R.. **Distribuição de Renda: Medidas de desigualdade e Pobreza**. São Paulo: Edusp, 1998.

IPECE. Instituto de Pesquisa e Estratégica Econômica do Ceará. **O Ceará em Números**. 2005.

JORGE NETO, P. de M.. Crescimento e Pobreza no Ceará: uma abordagem. **Jornal O Povo**, Fortaleza, 11 de março de 2001. p.40.

KHAN, A. S.. Reforma Agrária Solidária e Desenvolvimento Rural no Estado do Ceará. In: KHAN, A. S. & ROSA, A. L. T. da (orgs) **Nordeste: reflexões sobre aspectos setoriais e locais de uma economia**. Fortaleza: CAEN, 2002.

KUZNETS, S. Economic Growth And Income Inequality. **American Economic Review**. v. 45, p. 1-28, 1995.

MONTEIRO NETO, A.. **Desigualdades Setoriais e Crescimento ao PIB no Nordeste**: Uma Análise do Período 1970/1995, Texto para Discussão nº 481 Brasília: IPEA, Maio de 1997.

SILVEIRA NETO, R. da M.; AZZONI, C. R.. Disparidades Regionais de Renda no Brasil: Qual a Importância das Desigualdades Regionais: In: 9o Encontro Regional de Economia. Fortaleza. **Anais...**, Brasília ANPEC, 2004.

WILLIAMSON, J. G.. Regional Inequality And The Process de National Development: a description of the patterns. **Economic Development And Cultural Change**. Chicago, v. 13, n. 4, jul, 1965

THEIL, H.. **Economics and Information Theory**. Chicago, Rand McNally, 1967.

Alocação Equitativa de Recursos Estadual e Federal para a Saúde nos municípios do Ceará

Guilherme Irfffi¹

Resumo

Este estudo aplica o fator de alocação equitativa de recursos públicos na saúde para classificar os municípios cearenses a partir dos critérios de necessidades de saúde e a capacidade de autofinanciamento do município. Dessa forma, pelo fator de alocação, os municípios que deveriam receber o maior aporte de recursos para que seja possível reduzir as desigualdades de saúde dentro do Estado do Ceará, são os que apresentam de forma conjunta uma alta necessidade de saúde bem como uma baixa capacidade de autofinanciamento dos seus gastos com saúde. Assim, a finalidade deste estudo é auxiliar os gestores de políticas na distribuição equitativa de recursos financeiros para a saúde nos municípios cearenses.

Palavras chave: fator de alocação, equidade em saúde, necessidade de saúde, capacidade de financiamento, municípios cearenses.

¹ Mestre em Economia pelo CAENUFC. Professor do DEA-UFC. Contato: guidirffi@gmail.com

Abstract

This study applies the factor of equitable allocation of public resources in health to rank the cities in Ceará from the criteria of demands for health and the ability of self-financing of the city. Thus, by the factor of allocation, the cities that should receive the greatest amount of resources, in order to reduce the inequalities in Ceará, are those that have a high need for health care and a low capacity for self-financing on health. Thus, the purpose of this study is to help the policy makers in the equitable distribution of public resources for health in the cities in Ceará.

Key-words: Factor allocation, equity in health, need for health, ability to finance, municipalities Ceará.

1. Introdução

Atualmente, a desigualdade no acesso de serviços de saúde tem recebido um grande destaque dos *policy makers*, dos administradores dos serviços de saúde e da sociedade acadêmica. E como a alocação de recursos públicos em saúde é uma questão que afeta os direitos individuais, ela deve ser analisada sob a perspectiva da coletividade. É neste sentido que este estudo busca contribuir com um novo desenho de mecanismo, que seja mais equitativo na alocação de recursos estadual e federal para a saúde nos municípios cearenses.

No debate sobre alocação de recursos da saúde, existem dois princípios, igualdade e equidade. O primeiro argumenta que os indivíduos têm direito às mesmas quantidades de bens e serviços públicos, independente de suas características particulares, como é feito no Brasil pelo Sistema Único de Saúde (SUS). Enquanto equidade reconhece a diferença que existe entre os indivíduos e propõe uma distribuição de bens e serviços de forma a reduzir as desigualdades entre eles.

Desta maneira, este estudo se propõe a analisar somente a questão da equidade, que tem sido muito discutida atualmente no Brasil; pode-se destacar os trabalhos de Travassos (1997), Medeiros (1999), Porto et al (2001), Noronha e Andrade (2001), Viana et al (2003), Machado et al (2003) e Vicaça et al. (2004).

Este artigo contém, além desta introdução, mais cinco seções. A segunda faz uma descrição de como está a situação da saúde no Estado do Ceará, utilizando indicadores socioeconômicos, de saúde, de oferta de serviços e de gastos com saúde. Na terceira seção, é feita uma revisão de literatura de modelos de equidade de recursos em saúde. Em seguida, são apresentadas as metodologias utilizadas para alocação equitativa de recursos bem como os índices de necessidade de saúde, de porte econômico e de necessidade de financiamento para os municípios cearenses. A quinta seção traz a exposição dos resultados dos índices de necessidade de saúde, de porte econômico, de necessidade de financiamento e dos fatores de alocação. A sexta seção contempla os comentários finais deste artigo.

2. Situação da Saúde no Ceará

Nesta seção será feita uma análise de alguns indicadores do Estado do Ceará, que são de suma importância para se ter um perfil do quadro de saúde atual do Estado. Desta maneira, serão analisados indicadores socioeconômicos (população e proporção de pobres), de saúde (taxa de mortalidade infantil e expectativa de vida ao nascer), de oferta (profissionais de saúde e leitos por 1000 habitantes) e de gastos (gasto público com saúde per capita e com proporção do PIB). Além disso, estes indicadores serão comparados às demais regiões brasileiras para que se possa ter uma noção relativa da situação de saúde do Ceará.

Em 2005, o Brasil tinha 184 milhões de habitantes distribuídos em cinco macrorregiões, sendo a Sudeste a mais populosa (78,5 milhões de pessoas), conforme mostra a Tabela 1. A região Nordeste é a segunda mais populosa, e apresenta a maior proporção de pobres (razão entre números de pessoas com renda menor do que meio salário e a população total da região/estado).

O Estado do Ceará concentra 15.82% da população nordestina, e mais da metade dos residentes (4.45 milhões) vivem com menos que meio salário mínimo, ou seja, 55% das pessoas estão abaixo da linha da pobreza, isso indica que o Estado possui uma grande concentração de riqueza.

TABELA 1
INDICADORES SOCIOECONÔMICOS: POPULAÇÃO E PROPORÇÃO
DE POBRES, 2005.

Região e UF	População (em milhões)	Proporção de pobres
Região Norte	14,70	0,46
Região Nordeste	51,02	0,56
Ceará	8,10	0,55
Região Sudeste	78,47	0,21
Região Sul	26,97	0,20
Região Centro-Oeste	13,02	0,28
Brasil	184,18	0,33

Fonte: IBGE/PNAD.

Desta maneira, os indicadores utilizados para descrever as condições de saúde da população cearense (esperança de vida ao nascer e taxa de mortalidade infantil) são sensíveis às condições de pobreza e representativos aos atrasos de saúde que se pretende corrigir. Tais se tornam mais explícitas a partir da observação da Tabela 2, sendo a maior esperança da vida ao nascer da população da Região Sul, enquanto a Região Nordeste apresenta a menor e ligeiramente inferior a do Ceará (diferença de seis meses de vida). Quando se observa a taxa de mortalidade infantil, a menor taxa é a da Região Sudeste e mais uma vez a Região Nordeste fica com a maior taxa, e o Ceará apresenta uma taxa inferior à região, mas bem acima da taxa nacional.

TABELA 2
INDICADORES DE SAÚDE: ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER
E TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL, 2004-2005.

Região e UF	Esperança de vida ao nascer 2005*	Taxa de mortalidade infantil 2004**
Norte	71,02	25,51
Nordeste	69,00	33,94
Ceará	69,58	29,45
Sudeste	73,49	14,92
Sul	74,17	14,98
Centro-Oeste	73,19	18,70
Brasil	72,05	22,58

Fontes: * IBGE e ** Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos – SINASC.

No que concerne às questões de oferta de saúde, profissionais e leitos, Tabela 3, verifica-se que o Ceará tem um número de médicos (por 1000 habitantes) inferior à Região Nordeste, e bem modesto quando comparado com o Brasil. Em contrapartida, o número de enfermeiros no Estado é superior ao da região e semelhante ao do país. Outro indicador de oferta de saúde é a quantidade de leitos por 1000 habitantes, considerando públicos e privados; neste indicador o Ceará supera somente a Região Norte do país. Em suma, o Estado enfrenta uma escassez de médicos, o que pode estar sendo influenciado pelo custo educacional de formação dos médicos.

TABELA 3
INDICADORES DE OFERTA DE SERVIÇOS DE SAÚDE:
PROFISSIONAIS DE SAÚDE E LEITOS HOSPITALARES, 2005.

Região e UF	Médicos	Enfermeiros	Leitos
Norte	0,82	0,48	1,85
Nordeste	0,99	0,53	2,27
Ceará	0,90	0,65	2,14
Sudeste	2,28	0,72	2,44
Sul	1,73	0,73	2,76
Centro-Oeste	1,68	0,65	2,62
Brasil	1,68	0,64	2,41

Fonte: Ministério da Saúde CGRH/SUS-SIRH e IBGE – PAMS.

Nota: profissionais e leitos por 1000 habitantes.

A estrutura dos gastos com saúde, Tabela 4 mostra que aproximadamente 50% dos gastos públicos *per capita* no Ceará são financiados pelo Governo Federal, 27% é gasto pelo Estado e o restante cabe ao Governo Municipal. Ademais, o gasto público com saúde *per capita* no Ceará é menor do que o gasto da Região Nordeste, e bem inferior ao país. Entretanto, o gasto público federal e municipal com saúde como proporção do PIB no Ceará é superior a todas as regiões, enquanto o estadual é superado pela Região Norte.

Na Região Norte do Brasil, o gasto público com a saúde *per capita* do Governo Estadual é superior ao gasto federal. Nas Regiões Sul e Sudeste, o gasto municipal supera o gasto estadual, isto também ocorre para o gasto como proporção do PIB.

TABELA 4
INDICADORES DOS GASTOS EM SAÚDE, 2004

Região e UF	Gasto público com saúde <i>per capita</i>				Gasto público com saúde como % do PIB			
	Total	Federal	Estadual	Municipal	Total	Federal	Estadual	Municipal
Norte	308,34	120,47	129,57	58,30	4,74	1,85	1,99	0,90
Nordeste	251,96	126,93	68,21	56,82	5,11	2,58	1,38	1,15
Ceará	246,30	121,75	66,29	58,27	5,91	2,92	1,59	1,40
Sudeste	360,57	146,56	96,35	117,66	2,88	1,17	0,77	0,94
Sul	306,68	141,46	66,00	99,22	2,54	1,17	0,55	0,82
Centro-Oeste	325,61	134,85	118,84	71,92	3,13	1,30	1,14	0,69
Brasil	358,54	180,10	88,29	90,15	3,69	1,85	0,91	0,93

Fonte: Ministério da Saúde/SCTIE/DES - Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde - SIOPS (gasto estadual e municipal); SE/SPO e Fundo Nacional de Saúde - FNS (gasto federal) e IBGE (PIB regional).

A partir destes indicadores pode-se inferir que o Estado do Ceará enfrenta um grave problema na área da saúde, com destaque para a oferta dos serviços de saúde. E uma maneira de minimizar o baixo desempenho do Estado é fazer com que os recursos sejam distribuídos de forma mais equitativa entre as Unidades da Federação, bem como entre os municípios de cada Estado. Atualmente os princípios que norteiam a distribuição de recursos federais de saúde para os estados e municípios brasileiros baseiam-se nas características da oferta (no caso dos serviços de internação) e no tamanho da população (no caso dos serviços de atenção básica). Sendo assim, as localidades mais desenvolvidas, que apresentam melhores indicadores de saúde e socioeconômicos, recebem uma parcela maior de recursos, o que contribui para acentuar as desigualdades sociais no acesso aos serviços de saúde.

Contudo, este trabalho apresenta indicador do fator de alocação equitativa de recursos para a saúde, que leva em consideração os índices de necessidade de saúde e necessidade de financiamento dos municípios cearenses.

3. Revisão de Literatura

O tema equidade passou a ser usado em saúde com mais intensidade a partir da década dos anos 80. Um dos marcos desta discussão é a estratégia

formulada pela Organização Mundial de Saúde (OMS) – “Saúde Para Todos no Ano 2000”. Desde então, surgiram diversos modelos em vários países tratando da alocação de recursos financeiros destinados à saúde.

Pode-se destacar o sistema de saúde inglês, denominado como Resource Allocation Working Party (RAWP), por ser um dos pioneiros da universalização da cobertura assistencial, o qual orienta os gastos de saúde (de custeio e de investimentos) para a distribuição de recursos de custeio. Foram determinados critérios para sete itens de despesa: internação não-psiquiátrica; internações psiquiátricas e de incapacitados mentais; serviços ambulatoriais; serviços de saúde coletiva; ambulância; e custos administrativos.

O modelo escocês (SHARE) e Gales (SCRAW) seguem os princípios do método inglês com algumas adaptações para distribuição de recursos entre suas regiões. Enquanto o modelo mexicano distribui recursos para os estados através de distribuição per capita ajustada pelas condições de saúde (taxa de mortalidade infantil) e dificuldade em oferecer serviços de saúde.

No caso do Brasil, a universalização do acesso aos serviços de saúde é uma conquista da sociedade brasileira, instituída na Constituição Federal de 1988, que ainda conta a seu favor a Lei Orgânica da Saúde (8080/90), a qual dispõe sobre princípios e diretrizes para a promoção, proteção e recuperação de saúde, a organização e o funcionamento dos serviços correspondentes acrescidos dos critérios de financiamento do Sistema Único de Saúde (SUS) pelo perfil demográfico da região; perfil epidemiológico da população a ser coberta; características quantitativas e qualitativas da rede de saúde na área; desempenho técnico, econômico e financeiro no período anterior; níveis de participação do setor de saúde nos orçamentos estaduais e municipais; previsão do plano quinquenal de investimentos da rede; ressarcimento do atendimento a serviços prestados para outras esferas de governo.

No entanto, tem-se observado uma grande discussão à respeito da alocação equitativa de recursos do SUS, no anseio de maximizar o acesso dos indivíduos inseridos nos extratos sociais menos favorecidos da sociedade brasileira. Nesse contexto, Whitehead (1991) e Porto et al (2001) acreditam que equidade deve ser entendida como o princípio que rege as funções distribu-

tivas, as quais têm por objetivo compensar (e/ou superar) as desigualdades existentes, consideradas socialmente injustas e evitáveis¹.

A questão central a ser tratada pelas políticas que almejam equidade em saúde é a redução ou a eliminação das diferenças que advêm de fatores considerados evitáveis e injustos; ou seja, é preciso criar igual oportunidade de acesso, oferta e condições de saúde capaz de reduzir as diferenças tanto quanto possível [VIANA et al (2003)].

No sentido de auxiliar os gestores de políticas públicas a reduzir as desigualdades de saúde que assolam o Estado do Ceará, este estudo aplica o fator de alocação de recursos equitativos para os 184 municípios cearenses, levando em consideração suas necessidades de saúde e a sua capacidade de financiar seus gastos em saúde.

4. Metodologias, Fator de Alocação Equitativa de Recursos Públicos para a Saúde

Este estudo utiliza duas metodologias para o fator de alocação equitativa de recursos estadual e federal para saúde nos municípios cearenses com o objetivo de auxiliar a distribuição equitativa de recursos na área de saúde; ou seja, a aplicação do FA deriva da preocupação no desenvolvimento de métodos equitativos dos recursos de saúde para os municípios cearenses, pois os municípios mais pobres necessitam de uma parcela maior de recursos públicos que os mais ricos.

A primeira é apresentada por Machado et al (2003), com a construção do fator de alocação (FA₁) de recursos. O fator de alocação (FA₁) é um índice utilizado para classificar os municípios a partir dos critérios de necessidades de saúde e da capacidade relativa de autofinanciamento (porte econômico) do município. E foi criado com a finalidade de auxiliar os gestores de políticas de saúde nas decisões de distribuição de recursos financeiros entre os municípios mineiros de maneira mais equitativa por considerar as desigualdades socioeconômicas e epidemiológicas existentes entre os municípios de Minas Gerais.

¹ Para um melhor entendimento sobre o tema equidade em saúde, ver os trabalhos de Starfield (2001), Cordeiro (2001), Macinko e Starfield (2002), e Viana et al (2003).

O FA_1 é média aritmética entre o Índice de Necessidade de Saúde (INS) e o Índice de Porte Econômico (IPE), sendo representado da seguinte maneira,

$$FA_1 = \frac{INS + IPE}{2}$$

Sendo assim, o FA_1 permite classificar os municípios de acordo com a necessidade relativa de recursos financeiros e necessidades de saúde, no intervalo entre 1 e 2, menor e maior necessidade relativa, respectivamente.

A utilização do Índice de Porte Econômico (IPE) no FA_1 é justificada pela capacidade de autofinanciamento do município, o qual é calculado a partir da arrecadação do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS)² *per capita* de 2006, usado como *proxy* da capacidade de autofinanciamento na alocação equitativa de recursos públicos na saúde. O IPE de cada município é calculado da seguinte maneira:

$$IPE = \frac{\ln ICMS^m - \ln ICMS^{\max}}{\ln ICMS^{\min} - \ln ICMS^{\max}} + 1.$$

Sendo $\ln ICMS^m$ o logaritmo neperiano do ICMS per capita do município m ; $\ln ICMS^{\min}$ o menor valor observado do logaritmo neperiano do ICMS per capita no Estado do Ceará; e $\ln ICMS^{\max}$ o maior valor observado do logaritmo neperiano do ICMS per capita no Estado do Ceará.

A segunda metodologia utilizada neste estudo para o fator de alocação (FA_2) equitativa de recursos é a proposta por Nunes. A qual é uma modificação do FA_1 de Machado *et al* (2003), que substituiu o IPE pelo índice de necessidade de financiamento, com o argumento que o INF é mais abrangente que o IPE por considerar a receita própria do município; ou seja, leva em consideração a receita tributária municipal total (taxas mais impostos) ao invés de considerar somente a arrecadação do ICMS. O INF é obtido pelo inverso da receita própria *per capita* municipal (receita tributária per capita). Ademais, o fator de alocação é calculado agora como a média geométrica entre os índices INS e INF, ou seja,

$$FA_2 = \sqrt{(INS) \times (INF)}$$

² As informações sobre receita do ICMS e população residente estimada foram obtidas, respectivamente, na SEFAZ-CE e IBGE.

Índice Necessidade de Saúde

O Índice Necessidade de Saúde é composto por informações (variáveis) socioeconômicas e epidemiológicas como mortalidade infantil (crianças menores de 5 anos), taxa de fecundidade; taxa de alfabetização, percentual de indivíduos que vivem em domicílios com coleta de lixo e percentual de indivíduos com renda domiciliar menor que meio salário mínimo, obtidas no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (PNUD) para o ano de 2000.

A Tabela 4 apresenta uma síntese das variáveis utilizadas pelo INS para os municípios cearenses. Observa-se uma grande diferença na taxa de alfabetização entre as cidades, uma vez que 75% dos municípios têm menos 58% da população alfabetizada. Outro fator agravante diz respeito à taxa de fecundidade, porque se a população cearense crescer a uma taxa média de 3,37 ao ano, seria preciso menos de 20 anos para duplicar a população. De seu lado, o percentual de pessoas que vivem em domicílios com coleta de lixo revelou uma variação entre 13,53 e 95,07 das pessoas que têm coleta de lixo no domicílio. Em relação às pessoas que vivem com renda menor que meio salário mínimo, a variação entre os municípios é de 33,3 a 84,32.

TABELA 4
VARIÁVEIS UTILIZADAS PARA A CONSTRUÇÃO DO ÍNDICE
DE NECESSIDADE DE SAÚDE, 2000

Variável	Estatística Descritiva						
	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Valor		Quartil	
				Mínimo	Máximo	1	3
Taxa de alfabetização	54,77	54,87	5,72	38,95	77,26	50,99	57,79
Taxa de fecundidade	3,37	3,31	0,59	2,16	4,92	2,99	3,76
Taxa de Mortalidade Infantil*	73,82	71,11	16,93	42,68	125,22	61,18	83,19
Percentual de indivíduos que vivem em domicílios com coleta de lixo	66,46	70,44	17,71	13,53	95,07	56,05	80,05
Percentual de indivíduos com renda domiciliar menor que meio salário mínimo	71,10	71,49	7,89	33,30	84,32	67,40	76,70

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: * taxa de mortalidade de crianças menores de cinco anos.

O INS foi calculado através do procedimento da análise fatorial por componentes principais, o que resultou na utilização de um único fator para os 184 municípios cearenses, positivamente correlacionados com a taxa de fecundidade, mortalidade de crianças menores de cinco anos e percentual de indivíduos com renda domiciliar menor que meio salário mínimo. Sendo assim, a maior necessidade de saúde se concentra nos municípios com alta taxa de fecundidade, maior percentual de pessoas que vivem com renda domiciliar menor que meio salário mínimo e com alta taxa de mortalidade infantil (crianças menores de cinco anos). Enquanto que os municípios que possuem uma elevada taxa de alfabetização e um alto percentual de pessoas vivendo em domicílios com coleta de lixo são os menos necessitados de saúde.

A partir dos coeficientes expostos na Tabela 5 foi criado um *ranking* para os todos os municípios cearenses de acordo com suas necessidades de saúde³.

TABELA 5
VARIÁVEIS UTILIZADAS NA ANÁLISE DE COMPONENTES
PRINCIPAIS PARA A CONSTRUÇÃO DO INS

Variável	Coefficiente
Taxa de alfabetização	-0,883
Taxa de fecundidade	0,758
Mortalidade de crianças menores de cinco anos	0,601
Percentual de indivíduos que vivem em domicílios com coleta de lixo	-0,663
Percentual de indivíduos com renda domiciliar menor que meio salário mínimo	0,871

Fonte: Elaborada pelo autor.

A Tabela 6 traz a porcentagem da variância explicada na análise fatorial por componentes principais, e como foi utilizado somente um componente, seu poder de explicação da variância é de 58,26%.

³ Ver ANEXO I para ver o ranking completo.

TABELA 6
PORCENTAGEM DA VARIÂNCIA EXPLICADA NA ANÁLISE
FATORIAL POR COMPONENTES PRINCIPAIS

Componente	Autovalores	
	Valor	% da Variância
1	2,913	58,264
2	0,809	16,182
3	0,600	11,998
4	0,481	9,625
5	0,197	3,931

Fonte: Elaborada pelo autor.

5. Resultados

De acordo com IPE, os cinco municípios com maior capacidade de autofinanciamento são Fortaleza, Maracanaú, Caucaia, Aquiraz e Eusébio. Enquanto que, os municípios de Choro, Senador Sá, Moraújo, Alcântaras e Pires Ferreira são os que possuem a menor capacidade de autofinanciamento das despesas de saúde, ou seja, estes municípios são os mais necessitados de recursos estaduais e federais na área de saúde.

E quando se leva em consideração o INF, os municípios que mais necessitam de financiamento para saúde são (em ordem decrescente) Choro, Granjeiro, Ererê Miraíma e Ibaretama. No que concerne à análise para os municípios menos necessitados de financiamentos (em ordem crescente) são Eusébio, Aquiraz, Caucaia, Maracanaú e Fortaleza.

Um fato relevante que se extrai da aplicação destes dois índices, é que o ordenamento de necessidade de financiamento e de porte econômico não altera muito a classificação dos municípios.

De acordo com as necessidades de saúde dos municípios, pelo INS, verifica-se que as cidades de Barroquinha, Itatira, Chaval, Granja e Salitre são os cinco municípios mais necessitados de saúde. No outro extremo do *ranking*, menos necessitados, apresenta-se os municípios de Fortaleza, Maracanaú, Limoeiro do Norte, São João do Jaguaribe e Iguatu. A distribuição equitativa de recursos estaduais de saúde para os municípios cearenses, pelo FA1,

o qual é elaborado a partir dos INS e de IPE, verifica-se que os municípios que devam receber um maior aporte de recursos em ordem decrescente são Itatira, Miraíma, Senador Sá, Barroquinha e Pires Ferreira, pois apresenta de forma conjunta uma alta necessidade de saúde bem como uma baixa capacidade de autofinanciamento, por sua vez, a menor alocação seria para os municípios de Juazeiro do Norte, Pacatuba, Caucaia, Maracanaú e Fortaleza, em ordem crescente. Estes resultados corroboram com os indicadores de oferta de saúde (profissionais e leitos por mil habitantes).

Todavia, se a distribuição equitativa de recursos utilizar o FA2, os cinco municípios em ordem de aporte de recursos seriam Granjeiro, Choro, Miraíma, Ererê e Ibaretama, pois contemplam a uma alta necessidade de saúde e uma baixa capacidade de autofinanciamento dos recursos para saúde. No entanto, para que a alocação de recursos ocorra de maneira equitativa os municípios de Eusébio, Aquiraz, Caucaia, Maracanaú e Fortaleza devem ser os menos favorecidos por possuírem de maneira conjunta uma baixa necessidade de saúde e uma alta capacidade de se arcar com seus gastos em saúde.

6. Considerações Finais

Este trabalho aponta uma solução para distribuição equitativa de recursos público estadual e federal para saúde nos municípios cearenses a partir de duas metodologias que consideram o fator de alocação equitativo, composto dos índices de necessidade de saúde e sua condição de financiar seus gastos com saúde. Sendo assim, foi calculado um Índice de Necessidade de Saúde que leva em consideração um conjunto de informações socioeconômicas (taxa de alfabetização, percentual de indivíduos que vivem em domicílios urbanos com coleta de lixo e percentual de indivíduos que vivem com renda domiciliar menor que meio salário mínimo) e epidemiológicas (taxa de fecundidade e mortalidade de crianças menores de cinco anos).

Foram também calculados os índices de porte econômico e necessidade de financiamento para cada um dos 184 municípios cearenses. O primeiro leva em consideração a arrecadação de ICMS per capita como proxy para o porte econômico do município; enquanto o INF considera a receita própria do município usando como proxy a receita tributária.

Em seguida foram elaborados dois índices de fator de alocação equitativa de recursos que apontaram como os recursos devem ser distribuídos para que possam reduzir as desigualdades nas condições de acesso e oferta dos serviços de saúde nos municípios cearenses.

Referências Bibliográficas

ARROW, K.. **Uncertainty and the welfare economics of medical care**, American Economic Review, 1963.

FRANK, R. **Behavioral Economics and Health Economics**, Working Paper 10881, NBER, October 2004.

KENKEL, D. **Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling**. The Journal of Political Economy, 99, 2:287-305, 1991

MACHADO, E., FORTES, F., e SOMARRIBA, M. **Alocação equitativa de recursos para atenção básica: uma proposta para redistribuição de recursos entre microrregiões e municípios de Minas Gerais**.

MACINKO, J. e STARFIELD, B. **Annotated bibliography on equity in health**. International Journal for Equity in Health, Baltimore, v.1, n.1, 2002.

MEDEIROS, M. **Princípios de justiça na alocação de recursos em saúde**. Texto para Discussão nº687, Ipea. Rio de Janeiro, 1999.

NUNES, A. **Alocação equitativa de recursos inter-regional de recursos públicos federais no SUS: a receita própria do município como variável moderadora**.

PORTO, S. M.; et al. **Metodologia de alocação de recursos financeiros federais do SUS**. Rio de Janeiro, ENSP/FIOCRUZ, 2001. (Relatório final de projeto REFORSUS)

SEN, A. **Inequality Reexamined**. Cambridge: Harvard University Press, 1995.

STARFIELD, B. **Improving equity in health: a research agenda**. International Journal of Health Services. England: v.13, n.3, p.545-566, 2001.

TRAVASSOS, C. **Equidade e o Sistema Único de Saúde: uma contribuição para o debate**. Cadernos de Saúde Pública. Rio de Janeiro, v.13, n.2, p.325-330, 1997.

VIANA, A.; FAUSTO, M. e LIMA, L. **Política de Saúde e Equidade**. São Paulo em Perspectiva, 17 (1): 58-68, 2003.

VICAVA, F.; et al. **A methodology for assessing the performance of the Brazilian health system**. Ciência e Saúde Coletiva, 9 (3): 711-724, 2004.

WHITEHEAD, M. **The concepts and principles of equity and health**. Copenhagen: World Health Organization, 1991.

Anexo I

TABELA 7

ÍNDICES DE PORTE ECONÔMICO, NECESSIDADE DE SAÚDE, NECESSIDADE DE FINANCIAMENTO, E FATOR DE ALOCAÇÃO DE RECURSOS

Município	IPE	INS	FA1	INF	FA2
Abaiara	1.71	1.62	1.67	0.29	0.24
Acarape	1.36	1.58	1.47	0.03	0.03
Acaraú	1.52	1.77	1.65	0.09	0.08
Acopiara	1.51	1.67	1.59	0.09	0.08
Aiuaba	1.74	1.80	1.77	0.39	0.35
Alcântaras	1.96	1.65	1.81	0.48	0.40
Altaneira	1.73	1.67	1.70	0.28	0.23
Alto Santo	1.60	1.45	1.53	0.15	0.11
Amontada	1.64	1.74	1.69	0.21	0.19
Antonina do Norte	1.63	1.56	1.60	0.18	0.14
Apuiarés	1.68	1.59	1.64	0.28	0.23
Aquiraz	1.14	1.46	1.30	0.01	0.00
Aracati	1.37	1.35	1.36	0.03	0.02
Aracoiaba	1.67	1.68	1.67	0.24	0.20
Ararendá	1.76	1.56	1.66	0.29	0.22
Araripe	1.64	1.78	1.71	0.20	0.18
Aratuba	1.84	1.66	1.75	0.57	0.47
Arneiroz	1.74	1.65	1.70	0.33	0.27
Assaré	1.65	1.73	1.69	0.18	0.15
Aurora	1.56	1.56	1.56	0.14	0.11
Baixio	1.65	1.64	1.65	0.23	0.19

Município	IPE	INS	FA1	INF	FA2
Banabuiú	1.63	1.67	1.65	0.20	0.17
Barbalha	1.27	1.40	1.34	0.02	0.01
Barreira	1.58	1.65	1.62	0.14	0.11
Barro	1.54	1.47	1.51	0.13	0.09
Barroquinha	1.73	2.00	1.86	0.39	0.39
Baturité	1.51	1.53	1.52	0.09	0.07
Beberibe	1.60	1.54	1.57	0.16	0.12
Bela Cruz	1.63	1.70	1.66	0.18	0.16
Boa Viagem	1.55	1.63	1.59	0.12	0.09
Brejo Santo	1.40	1.41	1.41	0.04	0.03
Camocim	1.41	1.66	1.53	0.05	0.04
Campos Sales	1.42	1.50	1.46	0.05	0.04
Canindé	1.50	1.56	1.53	0.08	0.06
Capistrano	1.73	1.57	1.65	0.31	0.24
Caridade	1.87	1.63	1.75	0.64	0.52
Cariré	1.86	1.65	1.75	0.51	0.42
Caririaçu	1.70	1.64	1.67	0.30	0.25
Cariús	1.68	1.58	1.63	0.25	0.20
Carnaubal	1.65	1.72	1.68	0.23	0.20
Cascavel	1.51	1.41	1.46	0.09	0.06
Catarina	1.68	1.61	1.64	0.26	0.21
Catunda	1.63	1.63	1.63	0.20	0.16
Caucaia	1.09	1.27	1.18	0.00	0.00
Cedro	1.51	1.51	1.51	0.09	0.07
Chaval	1.63	1.92	1.78	0.23	0.22
Choró	2.00	1.66	1.83	1.00	0.83
Chorozinho	1.64	1.80	1.72	0.20	0.18
Coreaú	1.68	1.81	1.74	0.23	0.21
Crateús	1.43	1.40	1.41	0.05	0.03
Crato	1.30	1.30	1.30	0.02	0.01
Croatá	1.80	1.83	1.81	0.43	0.39
Cruz	1.58	1.61	1.60	0.13	0.10
Dep. Irapuan Pinheiro	1.72	1.65	1.69	0.29	0.24
Ererê	1.86	1.52	1.69	0.94	0.72
Eusébio	1.16	1.44	1.30	0.01	0.01
Farias Brito	1.73	1.58	1.65	0.28	0.22
Forquilha	1.58	1.55	1.57	0.14	0.11

Alocação Equitativa de Recursos Estadual e Federal para a Saúde nos municípios do Ceará

Município	IPE	INS	FA1	INF	FA2
Fortaleza	1.00	1.00	1.00	0.00	0.00
Fortim	1.71	1.53	1.62	0.26	0.20
Frecheirinha	1.50	1.70	1.60	0.09	0.08
General Sampaio	1.64	1.69	1.67	0.22	0.18
Graça	1.85	1.75	1.80	0.55	0.48
Granja	1.66	1.92	1.79	0.26	0.25
Granjeiro	1.88	1.70	1.79	0.98	0.83
Groaíras	1.65	1.54	1.59	0.16	0.12
Guaiúba	1.62	1.55	1.58	0.19	0.15
Guaraciaba do Norte	1.56	1.69	1.62	0.10	0.09
Guaramiranga	1.44	1.53	1.49	0.06	0.05
Hidrolândia	1.69	1.48	1.59	0.26	0.20
Horizonte	1.16	1.42	1.29	0.01	0.01
Ibaretama	1.90	1.74	1.82	0.68	0.59
Ibiapina	1.58	1.54	1.56	0.13	0.10
Ibicuitinga	1.66	1.53	1.59	0.23	0.18
Icapuí	1.55	1.42	1.48	0.11	0.08
Icó	1.49	1.60	1.54	0.08	0.06
Iguatu	1.28	1.27	1.27	0.02	0.01
Independência	1.63	1.44	1.54	0.16	0.12
Ipaporanga	1.78	1.66	1.72	0.32	0.27
Ipamirim	1.43	1.50	1.46	0.05	0.03
Ipu	1.46	1.53	1.49	0.06	0.05
Ipueiras	1.67	1.72	1.69	0.23	0.20
Iracema	1.57	1.40	1.48	0.12	0.08
Irauçuba	1.74	1.68	1.71	0.41	0.34
Itaiçaba	1.67	1.41	1.54	0.22	0.15
Itaitinga	1.37	1.37	1.37	0.04	0.03
Itapajé	1.53	1.48	1.51	0.10	0.08
Itapipoca	1.36	1.54	1.45	0.03	0.03
Itapiúna	1.68	1.60	1.64	0.27	0.22
Itarema	1.61	1.78	1.69	0.16	0.14
Itatira	1.84	1.96	1.90	0.58	0.57
Jaguaretama	1.65	1.55	1.60	0.20	0.16
Jaguaribara	1.60	1.46	1.53	0.14	0.10
Jaguaribe	1.43	1.42	1.43	0.05	0.04
Jaguaruana	1.39	1.44	1.41	0.04	0.03

Município	IPE	INS	FA1	INF	FA2
Jardim	1.66	1.53	1.59	0.23	0.17
Jati	1.68	1.44	1.56	0.28	0.20
Jijoca de Jericoacoara	1.57	1.62	1.59	0.11	0.09
Juazeiro do Norte	1.24	1.27	1.26	0.01	0.01
Jucás	1.50	1.67	1.58	0.09	0.07
Lavras da Mangabeira	1.68	1.54	1.61	0.27	0.21
Limoeiro do Norte	1.30	1.22	1.26	0.02	0.01
Madalena	1.71	1.65	1.68	0.30	0.25
Maracanaú	1.07	1.16	1.11	0.00	0.00
Maranguape	1.26	1.31	1.29	0.02	0.01
Marco	1.40	1.79	1.60	0.04	0.04
Martinópole	1.74	1.78	1.76	0.41	0.36
Massapê	1.70	1.76	1.73	0.28	0.25
Mauriti	1.59	1.62	1.61	0.16	0.13
Meruoca	1.89	1.57	1.73	0.47	0.37
Milagres	1.63	1.51	1.57	0.19	0.15
Milhã	1.65	1.46	1.55	0.20	0.15
Miraíma	1.93	1.86	1.89	0.88	0.82
Missão Velha	1.50	1.61	1.55	0.09	0.07
Mombaça	1.59	1.65	1.62	0.14	0.12
Monsenhor Tabosa	1.62	1.59	1.60	0.19	0.15
Morada Nova	1.40	1.45	1.43	0.05	0.03
Moraújo	1.97	1.71	1.84	0.68	0.58
Morrinhos	1.65	1.76	1.71	0.23	0.20
Mucambo	1.64	1.55	1.59	0.19	0.15
Mulungu	1.65	1.51	1.58	0.22	0.17
Nova Olinda	1.50	1.50	1.50	0.08	0.06
Nova Russas	1.51	1.57	1.54	0.08	0.06
Novo Oriente	1.60	1.65	1.63	0.14	0.11
Ocara	1.70	1.75	1.73	0.28	0.24
Orós	1.52	1.48	1.50	0.10	0.08
Pacajús	1.27	1.36	1.31	0.02	0.01
Pacatuba	1.17	1.27	1.22	0.01	0.01
Pacoti	1.61	1.49	1.55	0.17	0.13
Pacujá	1.72	1.53	1.63	0.19	0.14
Palhano	1.65	1.47	1.56	0.19	0.14
Palmácia	1.69	1.61	1.65	0.28	0.22

Alocação Equitativa de Recursos Estadual e Federal para a Saúde nos municípios do Ceará

Município	IPE	INS	FA1	INF	FA2
Paracuru	1.57	1.54	1.55	0.14	0.11
Paraipaba	1.41	1.46	1.44	0.05	0.04
Parambu	1.63	1.68	1.66	0.19	0.16
Paramoti	1.77	1.69	1.73	0.44	0.37
Pedra Branca	1.62	1.53	1.58	0.17	0.13
Penaforte	1.52	1.46	1.49	0.10	0.08
Pentecoste	1.64	1.59	1.61	0.20	0.16
Pereiro	1.65	1.55	1.60	0.16	0.12
Pindoretama	1.66	1.48	1.57	0.22	0.17
Piquet Carneiro	1.57	1.48	1.52	0.14	0.11
Pires Ferreira	1.96	1.73	1.84	0.59	0.52
Poranga	1.76	1.77	1.76	0.36	0.32
Porteiras	1.72	1.54	1.63	0.38	0.29
Potengi	1.57	1.64	1.60	0.14	0.11
Potiretama	1.69	1.66	1.68	0.27	0.22
Quiterianópolis	1.66	1.60	1.63	0.23	0.18
Quixadá	1.43	1.48	1.45	0.05	0.04
Quixelô	1.63	1.56	1.60	0.18	0.14
Quixeramobim	1.48	1.50	1.49	0.07	0.05
Quixeré	1.54	1.48	1.51	0.11	0.08
Redenção	1.44	1.54	1.49	0.06	0.05
Reriutaba	1.65	1.52	1.59	0.21	0.16
Russas	1.35	1.32	1.33	0.03	0.02
Saboeiro	1.77	1.84	1.80	0.35	0.33
Salitre	1.74	1.91	1.83	0.49	0.46
Santa Quitéria	1.73	1.61	1.67	0.37	0.30
Santana do Acaraú	1.73	1.66	1.70	0.42	0.35
Santana do Cariri	1.42	1.74	1.58	0.04	0.04
São Benedito	1.45	1.70	1.57	0.06	0.05
São Gonçalo do Amarante	1.48	1.49	1.48	0.08	0.06
São João do Jaguaribe	1.71	1.26	1.48	0.22	0.14
São Luís do Curu	1.57	1.49	1.53	0.14	0.10
Senador Pompeu	1.52	1.50	1.51	0.10	0.07
Senador Sá	1.99	1.76	1.88	0.58	0.51
Sobral	1.18	1.37	1.27	0.01	0.01
Solonópole	1.62	1.53	1.57	0.17	0.13
Tabuleiro do Norte	1.35	1.29	1.32	0.03	0.02

Município	IPE	INS	FA1	INF	FA2
Tamboril	1.73	1.66	1.70	0.33	0.28
Tarrafas	1.72	1.65	1.68	0.30	0.24
Tauá	1.46	1.49	1.48	0.06	0.05
Tejuçuoca	1.76	1.66	1.71	0.46	0.39
Tianguá	1.28	1.57	1.43	0.02	0.01
Trairi	1.62	1.67	1.65	0.21	0.18
Tururu	1.70	1.77	1.73	0.31	0.27
Ubajara	1.43	1.61	1.52	0.05	0.04
Umari	1.69	1.68	1.68	0.30	0.25
Umirim	1.72	1.81	1.76	0.33	0.30
Uruburetama	1.66	1.54	1.60	0.22	0.17
Uruoca	1.75	1.78	1.77	0.36	0.32
Varjota	1.55	1.62	1.58	0.11	0.09
Várzea Alegre	1.49	1.51	1.50	0.08	0.06
Viçosa do Ceará	1.61	1.75	1.68	0.16	0.14

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Fator de Alocação (FA1), varia entre 1 e 2, menor e maior necessidade relativa na alocação de recursos, respectivamente.

Índice de Porte Econômico, varia entre 1 e 2, menor e maior necessidade relativa, respectivamente.

Índice de Necessidade de Saúde, varia entre 1 e 2, menor e maior necessidade relativa, respectivamente.

Índice Necessidade de Financiamento, varia entre 0 e 1, menor e maior necessidade relativa de financiamento, respectivamente.

Fator de Alocação dois (FA2), varia entre 0 e 1, menor e maior necessidade relativa na alocação de recursos, respectivamente.

Pobreza, Distribuição de Renda e Bolsa-Família no Estado do Ceará

Victor Hugo de Oliveira Silva¹
André Oliveira Ferreira Loureiro²
Marcos Costa Holanda³

Resumo

O presente trabalho busca investigar alguns aspectos relacionados à pobreza, à desigualdade de renda e ao Programa Bolsa-Família no Estado do Ceará. Uma análise da evolução dos quantis da renda revelou que a maioria das faixas de renda obteve ganhos reais nos últimos anos, com exceção das faixas menos favorecidas. Visto que durante esse mesmo período de análise foi implementado o PBF, credita-se pelo menos parte deste ganho das faixas próximas à linha de pobreza a implementação do programa. Objetivando responder essa pergunta foram estimados modelos econométricos buscando observar que tipo de famílias possuem maior probabilidade de estar recebendo o benefício. O resultado que mais chama a atenção ocorre quando

¹ Mestre em Economia – CAEN – UFC; Analista de Políticas Públicas do IPECE

² Mestre em Economia – CAEN – UFC; Analista de Políticas Públicas do IPECE; Professor da Universidade Federal do Ceará – UFC

³ Ph.D. em Economia – University of Illinois; Diretor geral do IPECE; Professor do CAEN/UFC

se considera as famílias abaixo da linha de indigência (extremamente pobres). Estas famílias possuem uma chance menor de estarem recebendo o benefício do PBF do que as demais, famílias pobres e assalariadas. Esses resultados indicam que o foco do programa parece estar sobre as famílias que tinham uma renda familiar per capita entre R\$65,00 e R\$130,00. Além disso, as estatísticas descritivas e os modelos estimados indicam que o Programa Bolsa-Família parece não ser tão focalizado entre os mais pobres no Estado do Ceará.

Palavras-Chave: Pobreza, Bolsa-Família, Modelo Probit.

Abstract

The present work investigates some aspects related to poverty, income inequality and the Bolsa Família Program in the State of Ceará. An analysis of the evolution of quantiles of income showed that the most families obtained real income gain in recent years, with the exception of the poorest households. Since during the same period of analysis was implemented the BFP, it is hypothesized that the gains obtained by the families near the poverty line were due to the implementation of the program. Aiming to answer this question, it was estimated econometric models attempting to observe what kind of families are more likely to be receiving the benefit. The most striking result was when it was considered the families below the line of indigence (very poor). Those families have a smaller chance to be getting the benefit than the others. These results indicate that the focus of the program seems to be on the families that had a household income per capita between R\$ 65.00 and R\$ 130.00. Moreover, the descriptive statistics and the estimated models indicate that the Bolsa Família Program does not seem to be focused among the poorest in the State of Ceará.

Key-Words: Poverty, Bolsa Família, Probit Model.

1. Introdução

Nos últimos cinco anos, a tendência de queda na desigualdade de renda no Brasil tem se tornado evidente e tem sido debatida entre especialistas e

pesquisadores. Entre eles se destacam os trabalhos de Neri (2006b) e Barros et al. (2007), que evidenciam que a distribuição da renda no Brasil tem se tornado menos desigual nos últimos anos. Estes autores mostram que apesar de se verificar uma acentuada e contínua tendência de queda da desigualdade de renda no país, sua posição em relação a outros países ainda é preocupante.

Barreto et al. (2007) apresenta indicadores para o comportamento da desigualdade de renda e pobreza nos estados e regiões brasileiras no período de 2002 a 2005. Os autores formularam um ranking de desigualdade de renda para os estados brasileiros, e evidenciaram que o Estado do Ceará passou do 21º para o 22º estado mais desigual do país entre os anos de 2004 e 2005. Além disso, este estudo mostra que a desigualdade de renda dentre os indivíduos mais pobres no estado tem se agravado. Neste sentido, que fatores poderiam ter contribuído para esse aumento da dispersão de renda entre as famílias abaixo da linha de pobreza?

O Programa Bolsa-Família, criado a partir da Lei nº 10.836, de 09 de janeiro de 2004, tem sido bastante exaltado em virtude de seu principal objetivo de atenuar a desigualdade de renda no Brasil. Neri (2006a) afirma que para se observar reduções continuadas na desigualdade de renda são necessárias políticas sociais mais focalizadas na população carente como é o caso do Programa Bolsa-Família, visto que o regime de políticas sociais baseado no salário mínimo tem-se mostrado pouco eficiente.

Desta forma, o presente estudo busca analisar que características da família têm contribuído para que elas sejam beneficiárias do PBF, e que grupos de famílias tem se beneficiado mais deste programa no Estado do Ceará. Para tanto, a estratégia econométrica adotada segue a estimação de um modelo Probit. Os dados foram coletados a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) de 2004, em função das informações sobre programas de transferências de renda contidas no suplemento desta pesquisa.

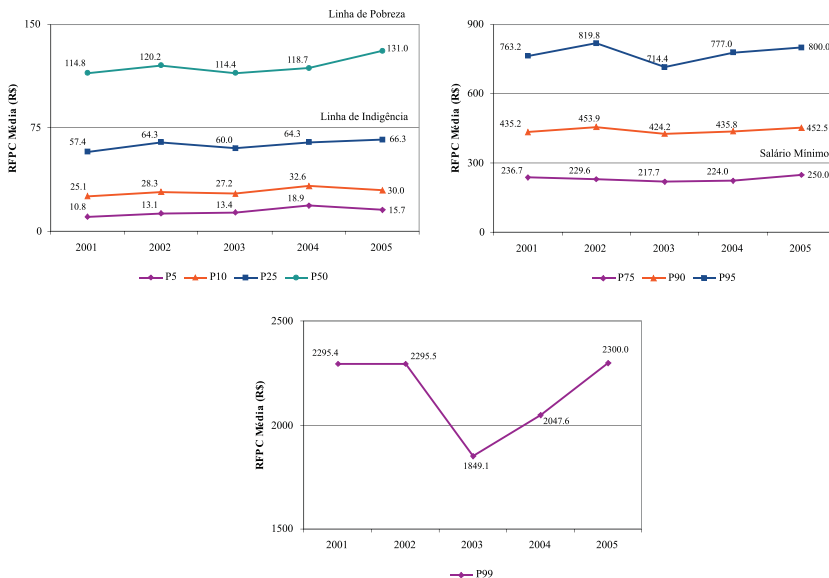
O artigo está organizado da seguinte forma: Além dessa primeira seção introdutória, a segunda seção apresenta algumas evidências sobre o comportamento da renda familiar *per capita* nos anos recentes. A terceira seção apresenta informações sobre o Programa Bolsa-Família. A quarta seção refere-se ao modelo econométrico Probit. A quinta seção trata dos resultados obtidos pelo modelo econométrico. Por fim, a sexta seção apresenta as considerações finais.

2. Evidências Empíricas

2.1. O comportamento da renda familiar per capita

Inicialmente, realiza-se uma análise do comportamento da renda familiar per capita¹ (RFPC), em valores reais, nos principais quantis de sua distribuição. O Gráfico 2.1, abaixo, apresenta a RFPC média entre os principais quantis da distribuição estabelecendo as linhas de indigência – LI (¼ de salário mínimo), pobreza - LP (½ de salário mínimo) e salário mínimo – SM (R\$ 300,00 em valores de 2005).

GRÁFICO 2.1:
RFPC MÉDIA POR QUANTIL DA DISTRIBUIÇÃO



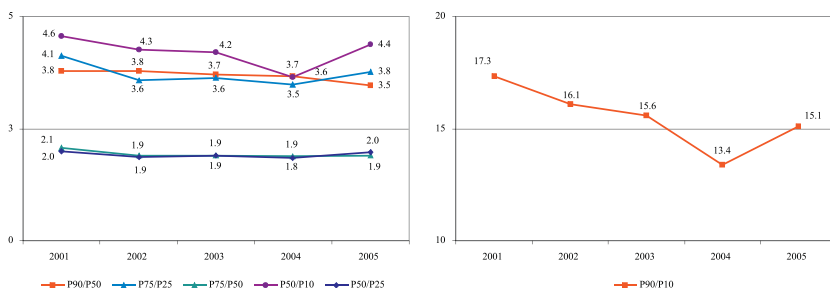
No Gráfico 2.1, observa-se claramente uma redução na RFPC para os quantis mais baixos da distribuição (P5 e P10) entre os anos de 2004 e 2005, enquanto para os demais quantis houve um aumento desse valor. A perda re-

¹ Vale salientar que os valores da renda familiar per capita estão deflacionados a partir do INPC, que é o índice oficial de deflacionamento de rendas da PNAD. A base para o deflacionamento é o ano de 2005.

lativa de renda dos quantis mais baixos da distribuição (em geral, indivíduos na condição de indigência) torna-se mais evidente quando observamos a razão dos valores médios entre quantis como mostra o Gráfico 2.2, a seguir.

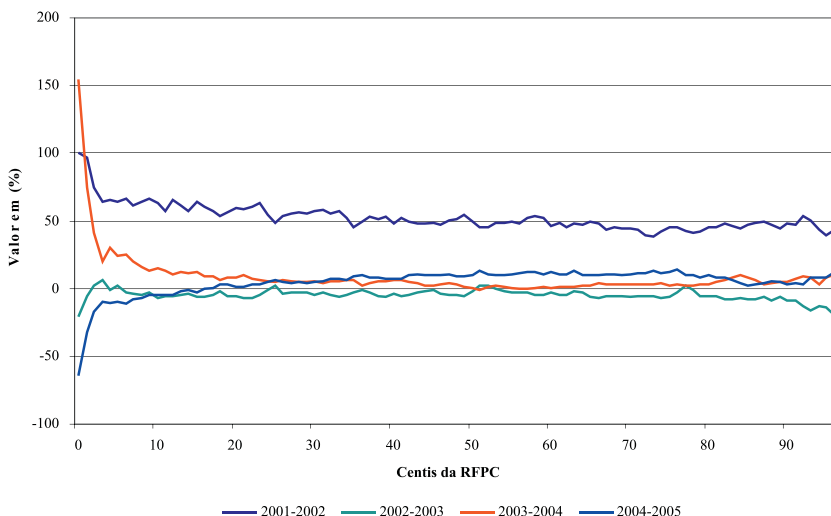
Segundo o Gráfico 2.2, as razões P50/P10 e P90/P10 mostram a significativa perda de renda relativa da parcela da população considerada como os 10% mais pobres. Por outro lado, a razão P90/P50 é decrescente, demonstrando que os indivíduos com RFPC média acima da linha de indigência e abaixo da linha de pobreza (P50, ver Gráfico 2.1) obtiveram uma melhora em sua condição de renda em relação à parcela mais rica da população P(90).

GRÁFICO 2.2:
RELAÇÃO ENTRE QUANTIS DA RFPC MÉDIA (2001 – 2002)



De acordo com o Gráfico 2.3, abaixo, o período 2001-2002 apresentou significativos aumentos da RFPC média para todos os quantis da distribuição. Por outro lado, entre os anos de 2003 e 2003, quase todos os quantis obtiveram perda de renda. Vale ressaltar que nesse período, a queda na RFPC média foi mais significativa para os quantis acima do 75º, ou seja, a queda de renda foi mais acentuada para a parcela mais rica da população. Possivelmente, a conjuntura macroeconômica nos anos de 2002 e 2003 pode ter contribuído para essa perda de renda nos quantis mais elevados da distribuição.

GRÁFICO 2.3:
CRESCIMENTO ANUAL DA RFPC POR CENTIL DA DISTRIBUIÇÃO
(2001-2005)



Entre os anos de 2003 e 2004 foram registrados maiores taxas de crescimento da RFPC para os quantis mais baixos da distribuição em detrimento daqueles mais elevados. No período 2004-2005, observam-se valores negativos na taxa de crescimento da RFPC média para os quantis entre 1º e 20º, enquanto para os quantis entre 40º e 80º as taxas de crescimento da RFPC são positivas e as mais elevadas da distribuição.

De uma forma geral, ao se observar os gráficos acima podemos verificar que os indivíduos de famílias mais pobres, nos últimos dois anos, obtiveram ganhos de renda inferiores às demais classes, inclusive com variação negativa em alguns casos, como é o caso do período 2004-2005. É interessante lembrar que neste mesmo período foi implementado o programa de transferência direta de renda “Bolsa Família”. Diante destes fatos, é interessante investigar que famílias estão sendo mais beneficiadas pelo Programa Bolsa Família.

2.2. O Programa Bolsa Família e a PNAD

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) incluiu no questionário da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) um suple-

mento referente à transferência de renda a partir dos programas sociais, os quais são promovidos pelo governo federal. O Programa Bolsa-Família tem sido apresentado como o principal programa social em virtude de sua cobertura às famílias carentes em todo o Brasil.

O Programa Bolsa-Família (PBF) é um programa de transferência direta de renda que beneficia famílias pobres (com renda mensal por pessoa de R\$ 60,01 a R\$ 120,00) e extremamente pobres (com renda mensal por pessoal de até R\$ 60,00). No entanto, para se tornarem potenciais beneficiários do Programa Bolsa-Família, essas famílias devem procurar a Prefeitura de seu município e fazer o cadastro no Cadastro Único dos Programas Sociais (CadÚnico).

Segundo o Ministério do Desenvolvimento Social (MDS), os valores pagos pelo PBF variam de R\$15,00 a R\$95,00, de acordo com a renda mensal por pessoa da família e o número de crianças. Em alguns casos, o valor pago pelo PBF pode ser um pouco maior, como acontece com as famílias que migraram de programas remanescentes e recebiam um benefício maior nesses programas.

Ao entrar no programa, a família se compromete a manter suas crianças e adolescentes em idade escolar freqüentando a escola e a cumprir os cuidados básicos em saúde: o calendário de vacinação, para as crianças entre 0 e 6 anos, e a agenda pré-natal e pós-natal para as gestantes e mães em amamentação. Vale ressaltar que outros programas de transferência de renda têm-se integrado ao PBF ao longo dos últimos três anos, por exemplo: Auxílio-Gás, Bolsa-Escola, Cartão-Alimentação e Bolsa-Alimentação.

O objetivo desta seção é realizar uma descrição geral das famílias pobres e indigentes beneficiadas e não-beneficiadas pelo Programa Bolsa-Família no Estado do Ceará. Inicialmente, estamos considerando apenas os domicílios que abrigam uma única família. Isso se fez necessário em virtude do questionário, o qual colocava a seguinte pergunta: “Em Setembro de 2004, algum morador deste domicílio recebeu dinheiro do programa social Bolsa-Família?”.

O problema existente com essa informação é o fato de não ser possível identificar em um domicílio com duas ou mais famílias, qual delas é beneficiária ou não do PBF, caso apenas uma esteja recebendo o benefício. Desta forma, para evitar tal problema estamos considerando na análise apenas os domicílios que abrigam uma única família. Abaixo, apresentamos uma tabela

com a distribuição de frequência para domicílios com apenas uma única família ou não (1 = relação 1/1 entre domicílio e família; 0 = domicílios com mais de uma família), e famílias beneficiadas pelo PBF (1 = família beneficiada; 0 = família não beneficiada).

TABELA 2.1:
DISTRIBUIÇÃO DA AMOSTRA PARA FAMÍLIAS BENEFICIADAS
OU NÃO PELO PBF NO CEARÁ

Domicílio com uma Única Família	Bolsa Família			Total
	0	1	Total	
0	6.6	1.4	8.0	
1	78.6	13.4	92.0	
Total	85.2	14.8	100	

Fonte: Calculada pelos autores a partir da PNAD 2004

De acordo com os dados da PNAD 2004, na Tabela 2.1, 8% da amostra total de famílias pertencem a domicílios com mais de uma família, e 92% pertencem a domicílios com uma única família. Apenas 14,8% da amostra total de famílias eram beneficiadas pelo PBF, e 85,2% não eram beneficiadas. A proporção famílias beneficiadas e que residem em domicílios com mais de uma família pode estar superestimada, pois não é possível identificar qual família recebeu ou não o benefício do programa.

A Tabela 2.2 apresenta algumas estatísticas descritivas sobre as famílias. Aqui, analisaram-se três tipos de famílias: indigentes (renda familiar per capita menor ou igual a R\$ 65,00), pobres (renda familiar per capita maior do que R\$65,00 e menor ou igual a R\$130,00) e assalariadas (renda familiar per capita maior do que R\$130,00 e menor ou igual a R\$260,00).

De acordo com essas estatísticas, é possível observar que a renda familiar média das famílias indigentes (R\$ 192.60) é aproximadamente a metade da renda familiar média das famílias pobres (R\$ 377.28) e pouco mais de um terço da renda familiar média das famílias assalariadas (R\$ 585.63). Observa-se, também, que uma família indigente possui em média um membro a mais do que uma família pobre e dois componentes a mais do que uma família assalariada. Logo, isso se reflete no diferencial de renda *per capita* entre essas categorias de famílias.

TABELA 2.2:
ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS FAMÍLIAS COM RFPC MENOR
OU IGUAL A UM SALÁRIO MÍNIMO

	Obs.	Observações Ponderadas	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
FAMÍLIA ÍNDIGENTE (RFPC ≤ R\$65,00)						
Renda Familiar	960	362415	192.60	112.32	0	702
Tamanho da Família	960	362415	4.79	1.98	1	13
Área Urbana	960	362415	0.61	0.49	0	1
Região Metropolitana	960	362415	0.25	0.44	0	1
Tipo de Família	960	362415	3.71	2.34	1	10
Segurança Alimentar	960	362415	3.25	1.80	1	9
Bolsa-Família	960	362415	0.23	0.42	0	1
FAMÍLIA POBRE (R\$ 65,00 < RFPC ≤ R\$130,00)						
Renda Familiar	1433	485251	377.28	155.01	70	1415
Tamanho da Família	1433	485251	3.96	1.55	1	11
Área Urbana	1433	485251	0.75	0.43	0	1
Região Metropolitana	1433	485251	0.37	0.48	0	1
Tipo de Família	1433	485251	3.74	2.57	1	10
Segurança Alimentar	1433	485251	3.13	2.18	1	9
Bolsa-Família	1433	485251	0.22	0.42	0	1
FAMÍLIA ASSALARIADA (R\$ 130,00 < RFPC ≤ R\$260,00)						
Renda Familiar	1592	531262	585.63	247.75	140	1865
Tamanho da Família	1592	531262	3.11	1.35	1	10
Área Urbana	1592	531262	0.79	0.41	0	1
Região Metropolitana	1592	531262	0.39	0.49	0	1
Tipo de Família	1592	531262	4.45	3.22	1	10
Segurança Alimentar	1592	531262	4.10	2.73	1	9
Bolsa-Família	1592	531262	0.06	0.24	0	1

Fonte: PNAD 2004. Calculada pelos autores.

Outro aspecto importante é que as famílias indigentes estão menos concentradas nas áreas urbanas, e na Região Metropolitana de Fortaleza, do que as famílias pobres e assalariadas. Como 40% das famílias indigentes cearenses estão localizadas em áreas rurais, é provável que essas famílias tenham

uma dificuldade maior de acesso aos benefícios do PBF em relação às famílias pobres. Esta dificuldade de acesso pode estar sendo causada tanto pela própria insuficiência de renda da família, como pela falta de políticas públicas de assistência às famílias residentes em áreas rurais.

As famílias (indigentes, pobres e assalariadas), em média, são constituídas por um casal e pelo menos um dos filhos possui idade menor ou igual a 14 anos. Tanto as famílias indigentes, quanto as famílias pobres, possuem um nível médio de insegurança alimentar² considerado moderado. O fato mais curioso é que as famílias assalariadas possuem um nível de insegurança alimentar considerado grave. Ou seja, o nível de insegurança alimentar de uma família assalariada é mais grave do que o das famílias indigentes e pobres. Este é um fato curioso, visto que este quesito sobre insegurança alimentar é construído a partir de um conjunto de informações sobre os componentes do domicílio, e não apenas da declaração dos indivíduos sobre sua insegurança alimentar.

O programa Bolsa-Família tem beneficiado aproximadamente 23% das famílias indigentes, 22% das famílias pobres e 6% das famílias assalariadas. Como é possível notar, ainda há uma quantidade muito grande de famílias que não são beneficiadas pelo PBF no Ceará. Vale salientar que, apesar de observarmos um percentual ligeiramente maior de famílias indigentes beneficiadas em detrimento das famílias pobres beneficiadas, em termos absolutos, a situação é contrária; pois, existiam aproximadamente 106.755 famílias pobres beneficiadas pelo PBF em 2004, enquanto 83.355 famílias indigentes estavam sendo beneficiadas. Este fato chama a atenção para a focalização do PBF, e de como avaliar se tal programa tem um caráter progressivo ou não. No entanto, uma variável de extrema relevância não coletada pela PNAD é o valor (em reais) do benefício recebido pelas famílias, o qual poderia nos infor-

² A insegurança alimentar é uma variável construída pela PNAD a partir de suas informações coletadas. Esta variável possui a seguinte classificação: 01 - Tem morador menor de 18 anos e tem segurança alimentar; 02-Tem morador menor de 18 anos e insegurança alimentar leve; 03-Tem morador menor de 18 anos e insegurança alimentar moderada; 04-Tem morador menor de 18 anos e insegurança alimentar grave; 05-Tem morador menor de 18 anos e sem declaração de segurança alimentar; 06-Não tem morador menor de 18 anos e tem segurança alimentar; 07-Não tem morador menor de 18 anos e insegurança alimentar leve; 08-Não tem morador menor de 18 anos e insegurança alimentar moderada; 09-Não tem morador menor de 18 anos e insegurança alimentar grave; 10-Não tem morador menor de 18 anos e sem declaração de segurança alimentar.

mar o quanto as famílias indigentes e pobres se beneficiaram do PBF e se este benefício foi distribuído de maneira progressiva.

Vale notar, também, que existem famílias que não se enquadram nos requisitos básicos para solicitar o benefício do PBF, e que declararam estar recebendo o benefício. São aproximadamente 40.000 famílias que tinham uma renda familiar *per capita* média acima do valor estabelecido (R\$120,0 per capita) no PBF e que recebem o benefício. Apesar de tais famílias possuírem certo grau de insuficiência de renda, este fato também chama a atenção para o grau de focalização do PBF. Neste sentido, o presente estudo busca uma maneira de verificar o grau de focalização do PBF, apesar da não-presença do valor do benefício recebido entre os dados coletados pela PNAD.

3. Modelo Econométrico

A estratégia econométrica deste estudo é estimar o efeito de possíveis fatores determinantes da probabilidade de uma família receber ou não o benefício do Programa Bolsa-Família no Estado do Ceará.

O modelo de resposta binária foi utilizado para estimar os parâmetros de interesse do presente estudo. Este modelo está descrito da seguinte forma:

$$P(y = 1 | x) = G(x\beta) \equiv p(x) \quad (1)$$

onde β é o vetor de parâmetros a ser estimado. O vetor de variáveis explicativas é β , e ele é composto pelas seguintes variáveis:

EDUC = anos de estudos da pessoa de referência na família (ou chefe de família);

TFAM = tamanho da família³;

URB = variável binária que indica valor 1 para famílias localizadas na área urbana, e 0 caso contrário;

RMF = variável binária que indica valor 1 para famílias localizadas na Região Metropolitana de Fortaleza, e 0 caso contrário;

³ Na PNAD esta variável exclui pensionistas, empregados domésticos e parentes dos empregados domésticos.

FLH14 = variável binária que indica valor 1 para famílias com todos os filhos menores de 14 anos de idade, e 0 caso contrário;

INSAL = variável binária que indica valor 1 para famílias com insegurança alimentar, e 0 caso contrário;

IND = variável binária que indica valor para famílias com RFPC menor ou igual a $\frac{1}{4}$ de salário mínimo⁴, e 0 caso contrário;

PBR = variável binária que indica valor para famílias com RFPC maior do que $\frac{1}{4}$ e menor ou igual a $\frac{1}{2}$ salário mínimo, e 0 caso contrário;

ASS = variável binária que indica valor para famílias com RFPC maior do que $\frac{1}{2}$ e menor ou igual a 1 salário mínimo, e 0 caso contrário;

No modelo, a função $G(\bullet)$ toma valores no intervalo aberto $(0,1)$, ou seja, $P(y = 1 | x)$ para todo $z \in \mathfrak{R}$. A função $G(\bullet)$ mapeia $x\beta = \beta_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k$ dentro da probabilidade de resposta. O principal objetivo deste modelo é explicar os efeitos de cada variável explicativa do vetor β na probabilidade de resposta $P(y = 1 | x)$. O modelo probit é um caso especial do modelo de resposta binária expresso pela equação (1). Ele se diferencia por assumir uma distribuição normal padronizada para a função $G(\bullet)$.

$$G(z) \equiv \Phi(z) \equiv \int_{-\infty}^z \varphi(z) dz \quad (2)$$

onde $\varphi(z) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-z^2 / 2)$. Vale ressaltar que o efeito parcial de x_j em $p(x)$ é dado por:

$$\frac{\partial p(x)}{\partial x_j} = \frac{\partial G}{\partial z} \beta_j \quad (3)$$

Como $G(\bullet)$ é uma distribuição cumulativa estritamente crescente, então $\frac{\partial G}{\partial z} > 0$ para todo β . Logo, o sinal do efeito de x_j em $p(x)$ é dado por β_j . Além disso, para estimar o modelo (1), assume-se que a amostra utilizada

⁴O valor nominal do salário mínimo em setembro de 2004 era de R\$ 260,00.

é composta por N observações independentes e identicamente distribuídas. O método de estimação é o de Máxima Verossimilhança Condicionada, onde o logaritmo da função de Máxima Verossimilhança Condicionada é dada por:

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^N \{ y_i \log [G(x_i\beta)] + (1 - y_i) \log [1 - G(x_i\beta)] \}, \quad y = 1, 0 \quad (4)$$

onde, $\hat{\beta}$ é o estimador consistente e assintoticamente normal do modelo probit⁵, desde que a função $G(\bullet)$ seja descrita por uma função de distribuição normal padronizada.

4. Resultados

O modelo Probit permite analisar as características das famílias que afetam a probabilidade delas estarem recebendo ou não os benefícios do Programa Bolsa-Família no Estado do Ceará. Essas características seguem em parte o que tem sido estabelecido como critério de elegibilidade para determinada família estar apta a receber o benefício ou não.

Vale ressaltar que os modelos foram estimados considerando apenas a parcela das famílias que tinham uma renda familiar *per capita* abaixo do salário mínimo de 2004, R\$260,00. Esse corte na amostra se fez necessário para evitar possíveis problemas de viés de seleção amostral, pelo fato de estarmos incluindo na amostra famílias que não possuem um perfil elegível para receber os benefícios do PBF. Além disso, o interesse do estudo é o de analisar as chances de uma família indigente ou extremamente pobre (RFPC \leq LI), pobre (LI < RFPC \leq LP) ou assalariada (LP < RFPC \leq SM) de estar recebendo os benefícios do PBF, o que também levou ao corte na amostra para famílias com RFPC \leq SM= R\$260,00.

A Tabela 4.1 a seguir, apresenta resultados dos coeficientes estimados para os quatro modelos, com os respectivos efeitos marginais. Como é possível observar dos valores p em parênteses, todas as estimativas se mostram estatisticamente significantes ao nível de até 5%.

⁵ Para maiores detalhes sobre modelos de resposta binária, ver Woodridge (2002).

TABELA 4.1:
ESTIMATIVAS PARA O MODELO PROBIT

Variáveis Explicativas	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	β	dY/dX	β	dY/dX	β	dY/dX	β	dY/dX
Intercepto	-1.574	-	-1.579	-	-1.722		-1.236	
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
Educação do chefe-da-família	-0.017	-0.004	-0.018	-0.004	-0.019	-0.005	-0.013	-0.003
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
Tamanho da Família	0.128	0.032	0.133	0.033	0.135	0.033	0.095	0.023
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
Urbana	-0.180	-0.047	-0.187	-0.049	-0.197	-0.050	-0.149	-0.037
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
RMF	-0.183	-0.046	-0.187	-0.047	-0.201	-0.049	-0.168	-0.041
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
Todos os filhos < 14 anos	0.310	0.079	0.317	0.081	0.302	0.076	0.240	0.059
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
Insegurança Alimentar	0.290	0.068	0.301	0.070	0.280	0.065	0.191	0.044
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
RFPC ≤ LI			-0.060	-0.015				
			(0.039)					
LI < RFPC ≤ LP					0.366	0.093		
					(0.000)			
LP < RFPC ≤ SM							-0.515	-0.114
							(0.000)	
Pseudo R ²	0.065		0.065		0.079		0.082	0.065
Log Likelihood	-6728.1		-6726.0		-6622.6		-6601.0	-6728.1
LR chi2(7)	931.7		936.0		1142.7		1186.0	931.7
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	(0.000)
N	15223		15223		15223		1185.95	15223

Fonte: PNAD 2004. Calculada pelos autores.

Nota: Entre parênteses, p-valor.

O primeiro modelo apresenta a estimação da equação (1) desconsiderando as diferenças de renda, enquanto os três modelos seguintes consideram as diferentes faixas de renda: indigentes, pobres e assalariados.

A educação do chefe de família em número/anos de estudos apresenta um efeito negativo sobre a probabilidade de uma determinada família estar

recebendo o benefício do PBF em todos os modelos. Este é um resultado esperado, visto que famílias onde o chefe possui uma elevada educação, muito provavelmente, possuem uma renda familiar mais elevada. Desta forma, acredita-se que as chances desta família participar do PBF são mínimas. No modelo 1, o efeito marginal mostra que para cada ano adicional de estudo adquirido pelo chefe de família, as chances de sua família estar recebendo o benefício do PBF reduzem em 1,7%

O tamanho da família é uma variável de extrema relevância, visto que em famílias mais pobres é observado um número médio de componentes maior do que nas demais (ver Tabela 2.2). Nesse sentido, o coeficiente estimado apresentou um efeito positivo sobre a probabilidade de uma determinada família estar recebendo o benefício do PBF, ou seja, quanto maior a família maior é a chance dela está sendo beneficiada pelo programa. No modelo 1, o efeito marginal mostra que para cada membro adicional na família, as chances dela estar recebendo o benefício do PBF aumentam em 3,2%

Outro resultado que chama a atenção é o de que famílias em áreas urbanas do Ceará possuem uma chance menor do que famílias em áreas rurais, de estarem recebendo os benefícios do PBF. Isso mostra uma direção contrária do programa, visto que é em áreas urbanas onde se concentra a maior parte das famílias pobres e indigentes (ver Tabela 2.2). No modelo 1, o efeito marginal mostra que para famílias residentes em áreas urbanas, as chances de estarem recebendo o benefício do PBF reduzem em 4,7%.

Além disso, famílias que residem na região metropolitana possuem uma chance menor do que famílias residentes no interior, de estarem recebendo os benefícios do PBF. Este é um resultado coerente com as estatísticas descritivas, pois é no interior do Ceará onde está concentrada a maior parcela das famílias pobres e indigentes do Estado. No modelo 1, o efeito marginal mostra que para famílias residentes na Região Metropolitana de Fortaleza, as chances de estarem recebendo o benefício do PBF reduzem em 4,6%.

As famílias que possuem todos os filhos abaixo dos 14 anos de idade têm uma maior chance de estarem recebendo os benefícios do PBF em relação às demais. Este é um resultado coerente com os critérios do PBF, que torna elegível as famílias que possuem uma RFPC \leq R\$120,00 e crianças de até 15 anos de idade. No modelo 1, o efeito marginal mostra que para famílias com

todos os filhos abaixo dos 14 anos de idade, as chances de estarem recebendo o benefício do PBF aumentam em 7,9%.

As famílias que apresentam qualquer nível de insegurança alimentar possuem uma chance maior do que famílias com segurança alimentar em receber o benefício do PBF. Apesar deste não ser um critério explícito de elegibilidade do PBF, a insegurança alimentar tem sido alvo das políticas públicas do Governo Federal. Desta forma, é de se esperar que tais famílias sejam beneficiadas com maior intensidade pelo PBF. O efeito marginal mensurado mostra que para famílias com insegurança alimentar, as chances de estarem recebendo o benefício do PBF aumentam em 6,8%.

Os modelos 2, 3 e 4, não apresentam significativas alterações nos parâmetros em relação ao modelo 1, principalmente em termos de sinal dos coeficientes. Os modelos seguintes apresentam certo diferencial na magnitude dos parâmetros em função da inclusão de variáveis binárias que indicam se uma determinada família possui uma RFPC \leq R\$ 65,00 (família indigente), ou se $R\$65,00 < RFPC \leq R\$130,00$ (família pobre), ou se $R\$130,00 < RFPC \leq R\$260,00$ (família assalariada)

O modelo 2 mostra que as famílias indigentes (com RFPC \leq R\$ 65,00) possuem uma chance menor de estarem recebendo o benefício do PBF do que as demais famílias pobres e assalariadas. O efeito marginal foi de uma redução de 1,5% da probabilidade da família indigente estar recebendo o benefício do PBF. Por outro lado, o modelo 3 mostra que as famílias pobres ($R\$65,00 < RFPC \leq R\$130,00$) possuem uma maior chance de estarem sendo beneficiadas pelo PBF em detrimento às demais, onde o efeito marginal é de um aumento de 9,3% na probabilidade delas receberem o benefício. Já as famílias assalariadas ($R\$130,00 < RFPC \leq R\$260,00$) possuem uma chance ainda menor de receberem os benefícios do PBF, onde a redução na probabilidade delas receberem o benefício em detrimento às demais é de 11,4%.

Este último resultado indica que são as famílias pobres que possuem uma maior probabilidade de estarem sendo beneficiadas pelo Programa Bolsa Família, ou seja, o foco do programa parece estar sobre as famílias que tinham uma renda familiar *per capita* entre R\$65,00 e R\$130,00. A Tabela 4.2, abaixo, mostra o sinal do efeito marginal considerando o cruzamento das características das famílias.

TABELA 4.2:
SINAL DO EFEITO MARGINAL PARA INTERAÇÃO DAS
CARACTERÍSTICAS DAS FAMÍLIAS

Características	Família		
	RFPC \leq LI	LI < RFPC \leq LP	LP < RFPC \leq SM
Urbana	-	+	-
Rural	0	+	-
RMF	-	+	-
Interior	+	+	-
Insegurança Alimentar	0	+	-
Todos os filhos \leq 14	+	+	-

Fonte: PNAD 2004. Calculada pelos autores.

Vale notar que, em qualquer situação, as famílias que estão acima da linha de indigência e abaixo da linha de pobreza têm chances maiores de serem beneficiárias do PBF. Por outro lado, em qualquer situação, as famílias acima da linha de pobreza e abaixo da linha de salário mínimo possuem chance maior do que as demais de receber o benefício do PBF. Esse é um aspecto positivo do programa, pelo fato de demonstrar que seus critérios promovem a focalização dos benefícios.

No entanto, quando se observa as famílias em extrema pobreza, abaixo da linha de indigência, elas não têm se beneficiado tanto do programa quanto as famílias que estão entre a linha de indigência e a linha de pobreza. Este resultado indica que o Programa Bolsa-Família parece não ser tão focalizado entre os pobres no Estado do Ceará. Vale ressaltar que no ano de 2004, a cobertura do programa ainda estava sendo ampliada. Provavelmente, as famílias que possuíam melhores condições de acesso ao programa através do Cadastro Único, tinham maiores chances de serem beneficiadas pelo programa. Dessa forma, a condução do cadastro das famílias pobres e em extrema pobreza (indigentes) por parte das autoridades pode ter influenciado a focalização do programa.

5. Considerações Finais

O presente trabalho buscou investigar alguns aspectos relacionados à pobreza, à desigualdade de renda e ao Programa Bolsa-Família no Estado do Ceará. Uma análise da evolução dos quantis da renda familiar *per capita* – RDPC no Ceará nos últimos anos revelou que a maioria das faixas de renda obteve ganhos reais entre 2001 e 2005, com exceção das faixas menos favorecidas (famílias abaixo da linha de indigência). Este resultado se torna ainda mais expressivo quando se observa que as faixas de renda que mais obtiveram ganhos reais no período foram as mais próximas da linha de pobreza. Visto que durante esse mesmo período de análise foi implementado o maior programa de assistência social do país, credita-se pelo menos parte desse ganho à implementação do programa que busca complementar a renda das famílias mais pobres.

Desta forma, um questionamento natural que surge é: O Programa Bolsa-Família está de fato beneficiando as famílias mais necessitadas? No sentido de tentar responder esta pergunta, foram estimados modelos econométricos buscando apontar quais características das famílias elevam sua probabilidade de estarem recebendo o benefício.

Corroborando as análises descritivas, foi observado que famílias maiores, com todos os filhos abaixo de 14 anos e maiores níveis de insegurança alimentar possuem maior chance de estarem recebendo os benefícios do PBF no Estado do Ceará. Além disso, famílias cujo chefe possui maior nível de escolaridade e se encontram em áreas urbanas e na RMF, possuem menores chances de serem beneficiadas pelo programa.

No que diz respeito à condição de renda das famílias, foi observado que famílias que se encontram entre a linha de indigência (extrema pobreza) e a linha de pobreza, possuem mais chance de estarem recebendo o benefício do PBF do que os outros tipos de família (9,3%). Já as famílias que estão acima da linha da pobreza (assalariadas) possuem uma chance menor que as outras famílias de receberem o benefício (-11,4%). O resultado que mais chama a atenção ocorre quando se considera as famílias abaixo da linha de indigência (extremamente pobres). Estas famílias possuem uma chance menor de estarem recebendo o benefício do PBF do que as demais, famílias pobres e assalariadas. O efeito marginal foi de uma redução de 1,5% da probabilidade da família indigente estar recebendo o benefício do PBF.

Estes resultados indicam que são as famílias pobres que possuem uma maior probabilidade de estarem sendo beneficiadas pelo Programa Bolsa-Família, ou seja, o foco do programa parece estar sobre as famílias que tinham uma renda familiar *per capita* entre R\$65,00 e R\$130,00. Além disso, as estatísticas descritivas e os modelos estimados indicam que o Programa Bolsa-Família parece não ser tão focalizado entre os mais pobres no Estado do Ceará.

Estas conclusões à respeito do Programa Bolsa-Família conduzem a diversas sugestões de políticas e a outros questionamentos. Entre elas, uma nova questão que surge é: por que as famílias mais pobres não estão sendo beneficiadas e o que deve ser feito para que as pessoas mais necessitadas sejam alcançadas pelo Programa Bolsa-Família no Estado do Ceará.

Referências Bibliográficas

BARRETO, F. A.; MANSO, C. A.; SIQUEIRA, M. L.; THEOPHILO, B.; PARANAGUÁ, M. **Uma breve análise sobre os indicadores de pobreza e desigualdade de renda no Ceará: Período 2002 a 2005**. Fortaleza: Laboratório de Estudos da Pobreza – LEP, CAEN/UFC, 2007. (Relatório LEP, n.01).

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **A queda recente da desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. (Texto para Discussão, n. 1258)

IPEA. **Definição e metodologia de cálculo dos indicadores e índices de desenvolvimento humano e condição de vida**. Rio de Janeiro: IPEA, 1998.

NERI, M. **Desigualdade, estabilidade e bem-estar social**. Rio de Janeiro: EPGE/FGV. 2006a (Ensaio Econômico, n. 673).

_____. **A dinâmica da redistribuição trabalhista**. Rio de Janeiro: EPGE/FGV. 2006b (Ensaio Econômico, n. 636).

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