



**UNIVERSIDADE  
FEDERAL DO CEARÁ**

# **Políticas públicas e desenvolvimento rural**

**Organizadores:**  
**Jair Andrade Araujo**  
**Janaildo Soares de Sousa**  
**Filomena Nádia Rodrigues Bezerra**  
**Jaqueline Saraiva de Lira**  
**Daiane Felix Santiago Mesquita**  
**Rayssa Alexandre Costa**  
**Maria Leiliane de Sousa Sales**



**MAER**

**MESTRADO ACADÊMICO EM  
ECONOMIA RURAL**



**UNIVERSIDADE  
FEDERAL DO CEARÁ**

## **Políticas públicas e desenvolvimento rural**

**Organizadores:**  
**Jair Andrade Araujo**  
**Janaildo Soares de Sousa**  
**Filomena Nádia Rodrigues Bezerra**  
**Jaqueline Saraiva de Lira**  
**Daiane Felix Santiago Mesquita**  
**Rayssa Alexandre Costa**  
**Maria Leiliane de Sousa Sales**



**Fortaleza-CE  
2015**

## **UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ**

Henry de Holanda Campos

## **CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS**

Luiz Antônio Maciel de Paula

## **DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA**

Rogério César Pereira de Araújo

## **CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL**

Jair Andrade Araujo

### **ORGANIZADORES**

Jair Andrade Araujo

Janaílido Soares de Sousa

Filomena Nádia Rodrigues Bezerra

Jaqueline Saraiva de Lira

Daiane Felix Santiago Mesquita

Rayssa Alexandre Costa

Maria Leiliane de Sousa Sales

### **CONSELHO EDITORIAL**

Jair Andrade Araujo

Janaílido Soares de Sousa

José Newton Pires Reis

Kilmer Coelho Campos

### **CAPA, PROJETO GRÁFICO E DIAGRAMAÇÃO**

William Bruno Cerqueira Araújo

Dados Internacionais de Catalogação na  
Publicação  
Margareth de Figueiredo Nogueira Mesquita (CRB 543/84)

---

A689p Araujo, Jair Andrade (org.)

Políticas públicas e desenvolvimento rural. / Organizado por Jair Andrade Araújo *et all.*  
Fortaleza: RDS, 2015.

236 p.: il.

ISBN: 978-85-7997-143-3

1. Políticas públicas. 2. Desenvolvimento rural. I. Jair Andrade Araujo (org.).  
II. Janaílido Soares de Sousa (org.). III. Título.

CDD: 320.6

---

**Os artigos apresentados neste livro são de inteira responsabilidade dos seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista dos Organizadores e do Programa de Pós-graduação em Economia Rural.**

## APRESENTAÇÃO

O Curso de Pós-Graduação em Economia Rural (MAER) promoveu o III Simpósio em Economia Rural nos dias 11 e 12 de junho de 2015. O evento mobilizou a comunidade acadêmica em torno do tema "Políticas Públicas e Desenvolvimento Rural", o qual teve como objetivo, entender as políticas públicas de desenvolvimento implementadas na região Nordeste, além de compreender quais os outros problemas da mesma, principalmente do meio rural, e quais soluções podem ser feitas via a formulação de políticas públicas ou programas, haja vista que existe uma assimetria e particularidade de cada município da região Nordeste.

A Comissão Científica do Simpósio recebeu aproximadamente oitenta (80) artigos de diversos pesquisadores de instituições públicas e privadas. O presente volume – Políticas Públicas e Desenvolvimento Rural– é resultado desse Encontro. Os organizadores do Evento e a coordenação do MAER têm a satisfação de apresentar à sociedade científica brasileira, os resultados de doze (12) artigos selecionados com informações empíricas em Economia Rural Aplicada. O livro trata de questões relevantes focalizando dimensões econômicas e sociais da Região Nordeste do Brasil.

A realização do evento só foi possível com a contribuição de diversas pessoas e instituições que acreditam na importância de discutir Economia Rural, aos quais deixamos os agradecimentos:

Aos professores Kilmer Coelho Campos e José Newton Pires Reis da Universidade Federal do Ceará pela importante contribuição na seleção dos artigos apresentados.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico, pela ajuda financeira ao evento.

À Universidade de Federal do Ceará, na pessoa do Diretor do Centro de Ciências Agrárias, Prof. Luiz Antônio Maciel de Paula, pelo fundamental apoio logístico.

Jair Andrade Araujo  
Coordenador do MAER

## SUMÁRIO

### **POBREZA MULTIDIMENSIONAL NA ÁREA RURAL DO CEARÁ**

*Andréa Ferreira da Silva, Jair Andrade Araujo, Janaildo Soares de Sousa, Jocyane Coelho Vasconcelos* ..... 7

### **ESTIMAÇÃO DOS FATORES DETERMINANTES DA REDUÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NOS ESTADOS NORDESTINOS: ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL**

*Janaildo Soares de Sousa, Robério Telmo Campos, Andréa Ferreira da Silva, Jair Andrade Araujo,* 27

### **MAPEAMENTO DE AGLOMERAÇÕES PRODUTIVAS NOS TERRITÓRIOS DA CIDADANIA NO ESTADO DO CEARÁ**

*Daniel de Oliveira Sancho, Kilmer Coelho Campos, José César Vieira Pinheiro, Robério Telmo Campos* ..... 49

### **IMPACTOS DOS GASTOS PÚBLICOS COM EDUCAÇÃO SOBRE O DESEMPENHO ESCOLAR PARA OS MUNICÍPIOS DO CEARÁ**

*Gerrio dos Santos Barbosa, Alesandra de Araújo Benevides* ..... 69

### **DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS DA REGIÃO NORDESTE ENTRE 2000 E 2012: O EFEITO DO SALÁRIO MÍNIMO**

*Jocyane Coelho Vasconcelos, Jair Andrade Araujo, Andréa Ferreira da Silva, Janaina Cabral da Silva,* ..... 92

### **ESTUDO DOS PRINCIPAIS DETERMINANTES DA INCIDÊNCIA DA POBREZA PARA AS FAMÍLIAS RURAIS NORDESTINAS**

*Alan Francisco Carvalho Pereira; Alan Umburana Caetano; Josué Nunes de Araújo Júnior; Priscilla Bruna Chaves Ramalho* ..... 113

### **ANÁLISE TECNOLÓGICA DOS PRODUTORES DE FRUTICULTURA IRRIGADA NA REGIÃO DO CARIRI, CEARÁ**

*Otácio Pereira Gomes, Kilmer Coelho Campos, Guillermo Gamarra Rojas, Wellington Ribeiro Justo* ..... 127

### **ANÁLISE DA SAZONALIDADE DOS PREÇOS DA BANANA DE SEQUEIRO, DA CANA DE AÇUCAR E DO MILHO NAS MICRORREGIÕES DO CEARÁ**

*Gerlânia Maria Rocha Sousa, José Wandemberg Rodrigues Almeida, Kilmer Coelho Campos, Meire Eugênia Duarte* ..... 147

### **ANÁLISE ECONÔMICA DA PRODUÇÃO DE TILÁPIA DO NILO (*Oreochromis niloticus*) EM TANQUES REDE NO ESTADO DO CEARÁ**

*Jeronimo Marcelino Dias, Kilmer Coelho Campos, Rogério Cesar Pereira de Araújo, Jonathas Viana Monteiro* ..... 166

### **DESIGUALDADE DE RENDA NO MEIO RURAL DO CEARÁ**

*Maria de Jesus Gomes de Lima, Ionara Jane Araújo, José Newton Pires Reis, Janaildo Soares de Sousa* ..... 184

**A IMPORTÂNCIA DO PRONAF NA REDUÇÃO DA POBREZA NOS MUNICÍPIOS  
CEARENSES NA DÉCADA DE 2000 A 2010**

*Priscilla Bruna Chaves Ramalho ; Alan Francisco Carvalho Pereira ; Josué Nunes de Araújo Júnior ;  
Paulo De Melo Jorge Neto ..... 199*

**ANÁLISE DO CAPITAL SOCIAL DA AGRICULTURA NO MUNICÍPIO DE  
PENTECOSTE - CE**

*Gerlânia Maria Rocha Sousa, Guilherme Gamarra Rojas, Emanuel Márcio Nunes, José Newton Pires  
Reis ..... 216*

## POBREZA MULTIDIMENSIONAL NA ÁREA RURAL DO CEARÁ

*Andréa Ferreira da Silva<sup>1</sup>; Jair Andrade Araujo<sup>2</sup>; Janaildo Soares de Sousa<sup>3</sup>; Joyciane Coelho Vasconcelos<sup>4</sup>*

### RESUMO

O presente artigo tem como objetivo apresentar novas perspectivas para a compreensão da pobreza multidimensional no Estado do Ceará nos anos de 2006 a 2012. Utilizou-se a metodologia de Bourguignon e Chakravarty (2003) que apresenta uma forma alternativa de medir a multidimensionalidade da pobreza. Com dados retirados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), tomou-se como referência a abordagem das necessidades básicas e a Teoria das Capacitações que define pobreza como um fenômeno multidimensional. Os resultados das seis dimensões analisadas revelaram uma redução na proporção de pobres multidimensionais da população cearense, de 28,23% em 2006, para 24,48% em 2012. Verifica-se que a pobreza foi muito intensa na área rural.

Palavras - Chave: Pobreza Multidimensional; Privação; *Gap*.

### ABSTRACT

This paper aims to present new perspectives for the understanding of multidimensional poverty in the State of Ceara in the years 2006 to 2012. Was utilized the method of Bourguignon and Chakravarty (2003) which presents an alternative way to measure multidimensionality of poverty. With data from the National Survey by Household Sampling (PNAD), was taken as reference approach of basic needs and the theory of capacitations that defines poverty as a multidimensional phenomenon. The results of the six dimensions analyzed showed a reduction in the proportion of multidimensional poor of the population of Ceara from 28.23% in 2006 to 24.48% in 2012. It is found that poverty was very intense in rural areas.

Keywords: Multidimensional Poverty; Deprivation; *Gap*.

---

<sup>1</sup> Mestre em Economia Rural/MAER/UFC. Doutoranda em Economia – Universidade Federal da Paraíba – UFPB. E-mail: andrea.economia@yahoo.com.br

<sup>2</sup> Prof. Dr. Adjunto do Curso de Mestrado em Economia Rural (MAER). E-mail: jaraujoce@gmail.com

<sup>3</sup> Especialista em Políticas Públicas. Economista. Discente do Mestrado Acadêmico em Economia Rural/MAER, Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: janaildo18@hotmail.com

<sup>4</sup> Mestre em Economia Rural (MAER). Doutoranda em Meio Ambiente e Desenvolvimento, Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: joyciane.c.v@gmail.com.

## 1 INTRODUÇÃO

O problema da pobreza em um país é, em geral, decorrente de políticas macroeconômicas inconsistentes que acumuladas ao longo do tempo levam à estagnação, ao desemprego e à queda de investimentos na economia. Uma das consequências disto se reflete no baixo crescimento econômico que agrava ainda mais a pobreza.

Pela análise feita por Ottonelli (2013), em 2010, a pobreza decorrente da renda afetava mais de 16 milhões de pessoas no Brasil. Desse total, 9,6 milhões se encontravam na região Nordeste, ou seja, 59% dos extremamente pobres do país. E destes, 10,4% eram cearenses. O estado do Ceará, em 2012, contava 858,3 mil pessoas em situação de extrema pobreza. Todavia, foi o estado brasileiro que apresentou a maior redução de extrema pobreza entre os anos de 2006 e 2011: 353,6 mil pessoas saíram da situação precária. O estudo explica que a redução da pobreza unidimensional se deu, em parte, pelo crescimento econômico (IPECE, 2014).

Com efeito, constata-se a relevância do tema aqui abordado por meio do expressivo volume de artigos científicos produzidos pelas mais diversas instituições no estado do Ceará. Uma das principais variáveis, senão a maior, da causa da pobreza se relaciona a renda domiciliar *per capita*. No entanto, poucos são aqueles que tratam a pobreza enquanto fenômeno multidimensional, a saber, Oliveira (2012) e Araujo, Morais e Cruz (2013).

Salienta-se que, em meados da década de 1980, a pobreza é sim apresentada como um fenômeno multidimensional. Nessa abordagem, para definir os pobres de uma determinada população ou região, além da análise de informações sobre a renda, consideram-se também, características sociais, culturais e políticas que influenciam no bem-estar dos indivíduos. Daí, a necessidade de ampliar as análises da pobreza do estado do Ceará, agora não mais apenas pela ótica da renda. A saber, que se focalize no estudo das necessidades básicas e se incremente à definição de pobreza um caráter multidimensional.

Assim sendo, o presente trabalho se propõe a apresentar novas perspectivas para a compreensão da pobreza multidimensional no estado do Ceará, em relação aos anos de 2006 a 2012, considerando outras dimensões além da renda. A ideia é auxiliar políticas públicas centradas na sua diminuição e a conseqüente aceleração do processo de desenvolvimento. Acredita-se fortemente que os resultados do exercício empírico poderá servir para uma discussão sobre o estudo de pobreza multidimensional, inclusive em outros estados do nordeste brasileiro que apresentarem características semelhantes à região estudada.



Apesar da existência de outros estudos sobre o tema, o diferencial desta pesquisa é que nela se considera – além de diversos indicadores que mensuram a pobreza multidimensional, na dimensão educação, por exemplo – as prerrogativas da Lei de Diretrizes e Bases da Educação (Lei 9.394/1996) que estabelece as diretrizes e bases da educação. Nesta lei está dito existir um nível de escolaridade mínima requerida para uma determinada faixa etária de idade dos estudantes, mas que não fora não contemplada em estudos anteriores. Logo, esse artigo pode ser visto como complemento aos demais existentes sobre estudos de pobreza.

A metodologia apresentada foi construída por Bourguignon e Chakravarty (2003) e detalhada por Mideros (2012)<sup>5</sup>. Apresenta-se uma forma alternativa de medir a pobreza ao especificar uma linha de pobreza para cada dimensão.

As informações foram construídas através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Serão seis os anos estudados, a partir da década de 2000, ou seja, de 2006 a 2012. E a justificativa para a escolha deste período não é outra senão o fato de que em 2006 já haviam transcorrido três anos desde o início das ações governamentais sob a liderança do Partido dos Trabalhadores, o PT, no governo federal. Acredita-se que as políticas públicas somente tenham efeito algum tempo depois de implementadas.

O artigo está dividido em cinco seções. Inicialmente, na seção 2, serão discutidas a pobreza multidimensional suas abordagens, determinação e algumas evidências. Na terceira seção se apresenta a base de dados e a construção das dimensões utilizadas. Na quarta seção especifica-se a metodologia. Na quinta seção são analisados os resultados do modelo. Na última são apresentadas as principais conclusões.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 Pobreza Multidimensional: abordagem das necessidades básicas e a abordagem das capacitações**

No estudo multidimensional da pobreza, duas abordagens tem se destacado: a abordagem das necessidades básicas e a abordagem das capacitações. Segundo Araujo, Morais e Cruz (2013) a abordagem das necessidades básicas ganhou espaço e alcançou seu auge na década de 1970 e passou a dominar as políticas de desenvolvimento de alguns órgãos internacionais.

---

<sup>5</sup> A propósito, Mideros (2012) não está referenciado nos demais trabalhos.

Para Rocha (2006) ainda define que a abordagem das necessidades básicas significa ir além daquelas definições de alimentação ou nutrição, para, assim, incorporar uma noção mais ampla das necessidades humanas, tais como educação, saneamento, habitação. Essa noção de pobreza abrange outros aspectos da vida cotidiana dos indivíduos, pelo simples fato de que elas não apenas se alimentam, mas se relacionam, e trabalham, tendo, portanto, uma vida social.

De acordo com Stewart (2006), a abordagem das necessidades básicas tem, apenas, a intenção de complementar o crescimento econômico, pois considera que este é essencial para geração de renda para as populações pobres e de receitas públicas que assegurem a oferta dos bens e serviços públicos. Trata-se apenas de refutar o argumento de que o crescimento econômico é somente a condição suficiente para reduzir ou evitar a pobreza.

Já com relação a abordagem das capacitações, conforme Lacerda (2009), no final da década de 1970 e início dos anos 1980 os trabalhos do economista Amartya Sen se constituem no ponto de partida da formulação dessa teoria. A intenção dessa abordagem não se restringe apenas à análise da pobreza, traz contribuições importantes para a teoria do bem-estar social e para a teoria do desenvolvimento socioeconômico.

Thorbecke (2008) afirma que a compreensão do conceito de pobreza tem melhorado e se aprofundado consideravelmente nas últimas três décadas ou mais após Sen. Atualmente, possui-se ferramentas empíricas para identificar e localizar os pobres, descrever suas características e medir o grau de pobreza em diferentes níveis de agregação. No entanto, apesar de todo o avanço metodológico na análise da pobreza, um número conceitual de pontos continuam ainda à ser abordadas ou esclarecidas.

Conforme Kuklys (2005), a abordagem das capacitações opera claramente em dois níveis. O primeiro, refere-se à realização de bem-estar que é mensurado em termos de “funcionamentos”. Entende-se que funcionamentos refletem vários acontecimentos ou bens que um indivíduo pode considerar valioso fazer ou ter.

O segundo diz respeito ao potencial de bem-estar que é estimado em termos de “capacidades”. Em que um indivíduo consiste nas diversas combinações de funcionamentos cuja realização é possível para ele. Assim, a capacidade é um tipo de liberdade, a liberdade provável de realizar combinações alternativas de funcionamentos.

Conforme Bourguignon e Chakravarty (2003), o bem-estar é intrinsecamente multidimensional sobre o ponto de vista das capacitações e funcionamentos. Isto, assim,

funcionamentos são minuciosamente motivados por atributos como capacidade de ler e escrever, expectativa de vida, entre outros e não apenas pela renda.

Dentro desse contexto, esse artigo abordará diversos indicadores na definição da pobreza multidimensional no estado do Ceará relativo ao período 2006 a 2012.

### 3 BASE DE DADOS E CONSTRUÇÃO DAS DIMENSÕES

A fonte de dados utilizada para a construção dos indicadores e dimensões composto na pobreza multidimensional foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) referentes aos anos de 2006 a 2012. Neste trabalho, foram consideradas seis dimensões na elaboração de um indicador multidimensional (ver Tabela 1). Nota-se, além das 6 dimensões, 22 variáveis derivadas a partir das variáveis originais extraídas das PNADs. Elas foram escolhidas com base na revisão da literatura acerca da temática da pobreza, tanto sob o enfoque da *teoria das necessidades básicas* quanto da *teoria das capacidades*.

Na Tabela 1 estão os indicadores  $X_{i,k}^l$  construídos para  $i=\{1,2,\dots,n\}$  pessoas,  $j=\{1,2,\dots,h\}$  domicílios e  $k=\{1,2,\dots,m\}$  dimensões. Todos os indicadores têm um valor máximo de 1 (não privado) e um mínimo de 0 (privação total). Os indicadores são definidos entre 0 e 1 para reduzir os problemas de descontinuidade, mas são limitados pela informação disponível. Com o fim de obter diferentes conjuntos de dados categóricos se estabelecem diferentes níveis equidistantes (ou seja, os indicadores são ordinal).

Os indicadores se agregam em cada dimensão sobre a base da seguinte função:  $X_{i,k} = g_k(X_{i,k}^1, \dots, X_{i,k}^p)$  para as variáveis  $l = \{1, \dots, p\}$ , onde a função  $g_k(\cdot)$  é específica de cada dimensão  $k$ . Para identificar o nível de privação de cada dimensão, a reformulação dos índices se realiza utilizando a fórmula:  $\tilde{X}_{i,k} = 1 - X_{i,k}$ , em que o nível de privação  $\tilde{X}_{i,k}$  é interpretado como sendo o *Gap* relativo entre o nível individual de  $X_k$  e o limiar da privação  $z_k = 1$ , com um valor máximo de 1 (privação total) e um mínimo de 0 (sem privação).

A dimensão 1: alimentos e água, a variável água mede se há abastecimento de água apropriada na moradia. Já a segunda, captura a capacidade de compra de alimentos, por meio da condição monetária, fazendo uma relação da renda *per capita* do indivíduo com a linha de pobreza utilizada. As linhas de pobreza utilizadas foram do Instituto de Estudo do Trabalho e Sociedade (IETS), elaboração de Sônia Rocha com base na POF (Pesquisa de Orçamento Familiar). A dimensão 2: comunicação e informação também entram na análise, considera como indivíduos privados os que não possuem meios de informação para a vivência na

sociedade atual. As variáveis adotadas no estudo são: telefone, televisão, computador e internet.

**Tabela 1** - Dimensões e Indicadores da Pobreza Multidimensional

<b>Dimensões</b>	<b>Variáveis Derivadas</b>	<b>Indicadores</b>
Alimentos e Água	Água na Moradia	$X_{i,1}^1 = \begin{cases} 1, se\ sim \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Capacidade de compra de alimentos	$X_{i,1}^2 = \min \left\{ 1, \frac{renda\ per\ capita_{j,i \in J}}{linha\ de\ pobreza} \right\}$
Comunicação e Informação	Telefone	$X_{i,2}^1 = \begin{cases} 1, se\ sim \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Televisão	$X_{i,2}^2 = \begin{cases} 1, se\ sim \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Computador	$X_{i,2}^3 = \begin{cases} 1, se\ sim \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Internet	$X_{i,2}^4 = \begin{cases} 1, se\ sim \\ 0, se\ não \end{cases}$
Educação	Ensino Primário	$X_{i,3}^1 = \begin{cases} 1, se\ tiver\ 1\ a\ 5\ anos\ de\ estudo \\ na\ idade\ adequada \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Ensino Fundamental incompleto	$X_{i,3}^2 = \begin{cases} 1, se\ tiver\ 4\ a\ 9\ anos\ de\ estudo \\ na\ idade\ adequada \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Ensino Fundamental completo	$X_{i,3}^3 = \begin{cases} 1, se\ tiver\ 8\ a\ 14\ anos\ de\ estudo \\ na\ idade\ adequada \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Ensino Médio incompleto	$X_{i,3}^4 = \begin{cases} 1, se\ tiver\ 12\ a\ 15\ anos\ de\ estudo \\ na\ idade\ adequada \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Ensino Médio completo	$X_{i,3}^5 = \begin{cases} 1, se\ tiver\ acima\ de\ 15\ anos \\ de\ estudo\ na\ idade\ adequada \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Proporção de crianças na escola	$X_{i,3}^6 = \begin{cases} 1, se\ proporção > 1 \\ 0, se\ não \end{cases}$
Condições de Moradia	Tipo de Moradia	$X_{i,4}^1 = \begin{cases} 1, se\ a\ casa\ é\ própria \\ 0,5\ se\ a\ casa\ própria\ pagando \\ 0, se\ outros \end{cases}$
	Iluminação	$X_{i,4}^2 = \begin{cases} 1, se\ adequado \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Material da parede	$X_{i,4}^3 = \begin{cases} 1, se\ adequado \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Material do teto	$X_{i,4}^4 = \begin{cases} 1, se\ adequado \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Nº de pessoas por dormitório	$X_{i,4}^5 = \begin{cases} 1, se < 3 \\ 0, se\ não \end{cases}$
	Saúde	Esgotamento sanitário
Condição Sanitária		$X_{i,5}^2 = \begin{cases} 1, se\ adequado \\ 0, se\ não \end{cases}$
Eliminação do lixo		$X_{i,5}^3 = \begin{cases} 1, se\ adequado \\ 0, se\ não \end{cases}$
Trabalho e Demografia	Trabalho precário	$X_{i,6}^1 = \begin{cases} 1, se\ não \\ 0, se\ sim \end{cases}$
	Razão de dependência por domicílio	$X_{i,6}^2 = \begin{cases} 1, se\ proporção < 1 \\ 0, se\ não \end{cases}$

Fonte: Elaboração pelos próprios autores a partir dos dados da PNADs.

A dimensão 3: educação, apresenta mais uma novidade para a mensuração da pobreza multidimensional no estado do Ceará. Leva em consideração a Lei de Diretrizes e Bases da Educação (Lei 9.394/1996), que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, na qual afirma que há um nível de escolaridade mínima requerida para uma determinada faixa etária.

Assim, para o morador com nível de escolaridade maior do que o requerido na sua idade é considerado não privado, caso contrário, privado. Considerando também os indivíduos de 18 anos ou mais que não tenham a quantidade de anos de estudos referentes a conclusão do ensino médio, sendo este considerado carente com relação a anos de estudo não sendo capaz de conseguir um emprego digno sem ao menos o ensino médio concluído, seria considerado privado.

Sendo assim, a dimensão educação está dividida em 6 variáveis em análise, a idade adequada referente a cada etapa escolar: Ensino primário, ensino fundamental incompleto e completo, ensino médio incompleto e completo. Essas categorias, em cujas especificações se levou em conta o número de anos de estudo mínimos exigidos para conclusão dos níveis de ensino. Ao incluir essa variável no indicador, a intenção foi captar não somente o ano de estudo médio por indivíduo, mas também o “contexto educacional” no qual o indivíduo está inserido.

A proporção de crianças da escola diz respeito ao total de crianças no domicílio. De acordo com a Lei nº 8.069/90, art. 2º, considera-se criança a pessoa até 12 anos de idade incompletos, e adolescentes aquela entre doze e dezoito anos de idade.

A dimensão 4: Condições de moradia, na sua análise foram utilizadas as variáveis tipo de moradia, iluminação, material de parede, material do teto, e número de pessoas por dormitório. Ainda que essas variáveis possam ser discutidas quanto à sua utilidade na análise da pobreza, percebe-se que a ausência de condições adequadas de moradia se configura em um tipo de privação importante, além de ser um abuso aos direitos sociais garantidos pelo texto constitucional brasileiro.

E outro ponto relevante do estudo dado nessa seção é a dimensão 5: saúde. Como não existem variáveis específicas que possa trazer informações a respeito dessa dimensão, serão utilizados *proxies* para estudá-la, sendo elas: esgotamento sanitário, condição sanitária e eliminação do lixo. A justificativa para essa escolha repousa no entendimento de que a falta de acesso, ou o acesso inapropriado, a qualquer uma dessas variáveis pode ocasionar sérios prejuízos à saúde do indivíduo, principalmente no que diz respeito à saúde básica.

E por fim, na dimensão 6: trabalho e demografia, tem-se: trabalho precário e a razão de dependência por domicílio. Classificou-se como situação de trabalho precário aquela na qual o trabalhador não era segurado da previdência social nem contribuinte de outro instituto de previdência e, por isso, não tinha proteção contra os chamados riscos sociais (incapacitantes ao trabalho).

E a variável razão de dependência é um indicador demográfico utilizado nas análises de mercado de trabalho, pois trata da relação entre pessoas em idade potencialmente inativa e pessoas em idade potencialmente ativa. As pessoas com idade inferior a 14 anos ou igual ou superior a 60 anos foram definidas como dependentes. A especificação do limite na idade de 60 anos ou mais se pautou no que foi estabelecido pelo Estatuto do Idoso (Lei 10.741/2003), que considera idoso os indivíduos que estão nessa faixa etária (LACERDA, 2009).

#### 4 METODOLOGIA

Conforme Bourguignon e Chakravarty (2003) uma maneira simples de definir a pobreza e a contagem do número de pobres é levar em consideração a possibilidade de ser pobre em qualquer dimensão da pobreza. Uma forma de fazer isso é definir a variável indicador de pobreza. Um enfoque multidimensional define a pobreza mediante um vetor de características particulares (TSUI, 2002).

Em termos gerais, um índice de pobreza multidimensional pode ser apresentado como uma função:

$$P(X, z): M \times z \rightarrow R_+^1$$

em que  $X \in M$  é uma matriz de atributos, como renda, educação, saúde, ( $n \times m$ ), para  $i = \{1, 2, \dots, m\}$  pessoas e  $k = \{1, 2, \dots, m\}$  dimensões,  $z \in Z$  é um vetor de limites ou “níveis minimamente aceitáveis” para diferentes atributos (BOURGUIGNON e CHAKRAVARTY, 2003).

Um índice pode ser construído por meio de pelo menos três diferentes abordagens metodológicas: a abordagem axiomática, a teoria dos conjuntos fuzzy e a teoria das informações (MAASOUMI e LUGO, 2008).

Com base em Bourguignon e Chakravarty (2003) - um índice multidimensional geral – pode ser decomposto e cumpre os axiomas necessários, pode ser definido como:

$$P(X, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f \left( \max \left\{ 0; \left( 1 - \frac{x_{i,1}}{z_1} \right) \right\}, \dots, \max \left\{ 0; \left( 1 - \frac{x_{i,k}}{z_k} \right) \right\} \right) \quad (1)$$

Ou de forma geral, como:

$$P(X, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f (X_{i,1}, \dots, X_{i,m}) \quad (1.1)$$

Por abordagem vinculativa para definir  $f(\cdot)$  e usando uma variação no índice de Foster, Greer e Thorbecke (1984) para capturar a severidade da pobreza, a pobreza multidimensional pode ser medida da seguinte forma:

$$P(X, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f \left[ \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m X_{i,k}^2 \right] \quad (2)$$

Em (2) presume-se que as dimensões não são substituíveis mas se inter-relacionam com o nível geral de pobreza, o que é consistente com uma abordagem baseada em dimensões de bem-estar. No nível individual, mais peso é dado para as dimensões que apresentam um maior *Gap* de privação e, em seguida, mais peso é atribuído a pessoas com maiores níveis de privação. Isto faz com que o índice seja sensível para a distribuição de pobreza. A pobreza a nível individual se define por:  $P_i = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m X_{i,k}^2$ , com um valor máximo de 1 (pobreza total) e um mínimo de 0 (sem pobreza).

Para cada dimensão, podem ser estimados os índices de incidência (proporção de pobres) e os níveis de privação para diferentes regiões e grupos demográficos. Para o índice de incidência é considerado que todas as pessoas que estão abaixo do limite em pelo menos uma variável sofrem privação (enforque de união), com base em a seguinte regra:

$$\text{Sofre Privação} = \begin{cases} \text{Sim; se } X_{i,k} > 0 \\ \text{Não; se } X_{i,k} = 0 \end{cases} \quad (3)$$

O nível de privação para cada pessoa em cada indicador se mede diretamente por  $X_{i,k}^l$ , embora o nível privação individual em cada dimensão é determinado pela função de agregação  $g_k(\cdot)$  como segue:

$$X_{i,k} = \frac{1}{p} \sum_{l=1}^p X_{i,k}^l \quad (4)$$

Os indicadores se agregam a para cada dimensão sobre a base da seguinte função:  $X_{i,k} = g_k(X_{i,k}^1, \dots, X_{i,k}^p)$  para as variáveis  $l = \{1, \dots, p\}$ , onde a função  $g_k(\cdot)$  é específica de cada dimensão  $k$ . Todos os indicadores têm o valor máximo de 1 (nível alcançado) e um valor mínimos de 0 (privação total), sendo essa definição utilizada para reduzir os problemas de descontinuidade.

Finalmente, o nível de privação global que pode ser decomposto para cada dimensão é:

$$X_{\hat{k}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{i,k} \quad (5)$$

O nível de privação global ( $X_{i,k}$ ) se mede usando (4) em cada dimensão e se define como o nível de privação médio entre as variáveis. Para identificar o nível de privação de cada dimensão, a reformulação dos índices é feita usando a fórmula:  $X_{i,k} = 1 - X_{i,k}$ , onde o nível de privação  $X_{i,k}$  é interpretado como a diferença relativa entre o nível individual de  $X_{i,k}$  e o limite da privação  $Z_k = 1$ , com um valor máximo de 1 (privação total) e um mínimo de 0 (sem privação).

Mediante a utilização de (5) é possível decompor o nível de privação por região e grupo demográfico da seguinte forma:

$$X_{\hat{k}} = \sum_{s=1}^q \frac{n_s}{n} X_{i,k}^{(s)} \quad (6)$$

em que  $S$  é o conjunto de grupos  $\{1, \dots, q\}$ , e  $\{1, \dots, q\}$ , e  $X_{\hat{k}}^{(s)} = \frac{1}{n_s} \sum_{i_s=1}^{n_s} X_{i_s,k}$ .

## 5 RESULTADOS

### 5.1 Dimensão 1: Alimentos e Água

Esta dimensão é definida por duas variáveis: água na moradia e capacidade de compra de alimentos. Água na moradia é definida como bem de necessidade básica para a sobrevivência humana, e sua proveniência nos domicílios mede a privação ou não da população. Se o abastecimento for da rede geral de distribuição o domicílio é considerado não privado. Contudo, se for proveniente de poço ou nascente, ou outra providencia é denominado privado do bem.



A variável capacidade de compra de alimentos mede a privação monetária (ou seja, a renda), como um substituto para a privação de alimentos. Os domicílios com renda *per capita* inferior a linha de pobreza é considerado privado, por não ser capaz de consumir as necessidades nutricionais mínimas.

A Tabela 2 mostra a incidência de privação no estado do Ceará, de 2006 a 2012, entre os indicadores e dimensões. A percentagem de pessoas que não têm um abastecimento de água potável, proveniente da rede geral de distribuição, em seus domicílios caiu de 19,89% em 2006, para 15,55% em 2012. Enquanto, o percentual de pessoas com privação monetária, também, houve uma redução de 17,85% para 5,81% no mesmo período.

Importante observar que na dimensão como um todo, o impacto da redução foi maior em conjunto, do que quando os indicadores são analisados separadamente. Houve uma redução de 32,30% em 2006 para 19,66% em 2012, diminuição de 12,64% da pobreza multidimensional no Ceará na dimensão água e alimentos.

O *Gap* de privação é apresentado na Tabela 3 por dimensões. Os números mostram a diferença média para diferentes áreas e grupos populacionais. Pode-se observar que a pobreza na dimensão Alimentos e Água é um problema, especialmente, nas áreas rurais cearenses. Em 2012, a lacuna de privação da área rural do Ceará é de 24,01. Verificou-se que, com relação aos grupos populacionais não há uma lacuna tão significativa com relação à pobreza. Contudo, houve uma redução em todos os grupos em estudo, de 2006 a 2012.

## **5.2 Dimensão 2: Comunicação e Informação**

A privação na dimensão da comunicação e informação é medida por cinco variáveis a nível domiciliar: a posse de telefone (incluindo fixo ou celular), uma televisão (preto e branco ou colorida), um computador, e acesso à internet.

Destaca-se que a maioria destes acessos à informação não significa uma verdadeira privação, e também não traz nada sobre a qualidade da informação que os domicílios acessam. Embora seja necessária uma análise completa desses critérios, mas isso está além do escopo desta investigação.

A Tabela 2 mostra que, entre 2006 e 2012, a incidência foi reduzida em todos os indicadores. Em 2012, os maiores índices de privação foram registrados para acesso à internet (73,89%) e computador (68,88%). Enquanto os níveis mais baixos de privação são do telefone (10,74%) e televisão (1,31%). Os indicadores que apresentaram os maiores impactos de redução da privação foram telefone, redução de 27,92% de 2006 para 2012, computador, redução de 21,30%, no mesmo período, e acesso à internet reduzindo 19,11%.

A Tabela 3 apresenta o *Gap* da privação por áreas e grupos no Ceará a nível de dimensão. O *Gap* foi reduzido no Estado, áreas e grupos entre 2006 e 2012. Tanto em 2006, quanto em 2012, o *Gap* de privação da população rural cearense foi elevado. Em 2012, a área rural apresenta-se com uma lacuna de privação de 53,71%,

Observa-se ainda que a privação entre as pessoas do sexo masculino é maior do que a do sexo feminino com relação a esta dimensão. Analisando a faixa etária a privação é maior nas crianças e nos idosos, 41,83% e 45,06%, respectivamente, em 2012. Com relação ao grupo raça, a lacuna de privação é maior para as raças não brancas, 41,50% em 2012.

**Tabela 2** - Incidência de Privação na área rural do Estado do Ceará, 2006-2012 (%)

<b>Dimensões/Variáveis</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>
<b>Dimensão 1: Água e Alimentos</b>	<b>32,30</b>	<b>28,60</b>	<b>23,84</b>	<b>23,39</b>	<b>22,78</b>	<b>19,66</b>
Água na Moradia	19,89	16,77	16,63	14,84	16,61	15,55
Capacidade de compra de alimentos	17,85	15,50	9,58	11,01	8,67	5,81
<b>Dimensão 2: Comunicação e Informação</b>	<b>92,07</b>	<b>91,55</b>	<b>88,10</b>	<b>86,61</b>	<b>79,20</b>	<b>74,23</b>
Telefone	38,66	33,04	22,90	17,87	14,12	10,74
Televisão	7,54	5,51	3,39	3,62	2,30	1,31
Computador	90,18	88,02	83,63	81,91	73,99	68,88
Internet	93,00	91,52	87,99	86,51	78,91	73,89
<b>Dimensão 3: Educação</b>	<b>96,37</b>	<b>96,20</b>	<b>95,65</b>	<b>95,33</b>	<b>94,71</b>	<b>94,79</b>
Ensino Primário	83,81	84,71	84,46	83,60	83,42	83,22
Ensino Fundamental incompleto	93,65	93,96	93,29	92,85	91,91	91,41
Ensino Fundamental completo	95,26	95,22	94,42	93,99	92,99	92,46
Ensino Médio incompleto	96,28	96,11	95,50	95,23	94,44	94,66
Ensino Médio Completo	96,37	96,19	95,64	95,33	94,71	94,79
Proporção de crianças na escola	3,43	3,48	3,03	1,77	1,83	1,94
<b>Dimensão 4: Condições da Moradia</b>	<b>34,42</b>	<b>32,79</b>	<b>32,99</b>	<b>33,86</b>	<b>32,62</b>	<b>31,40</b>
Tipo de Moradia	26,90	26,04	25,91	27,64	26,63	26,36
Iluminação	0,80	0,84	0,41	0,25	0,12	0,11
Material da Parede	2,20	1,89	2,58	1,76	1,92	1,07
Material do Teto	0,22	0,09	0,27	0,07	0,09	0,23
Nº de pessoas por dormitório	8,02	6,93	6,54	7,09	5,39	5,85
<b>Dimensão 5: Saúde</b>	<b>71,18</b>	<b>68,21</b>	<b>65,17</b>	<b>64,85</b>	<b>62,94</b>	<b>58,99</b>
Esgotamento Sanitário	70,82	67,72	64,82	64,61	62,68	58,12
Condição Sanitária	21,37	20,87	19,36	19,16	21,14	21,82
Eliminação do lixo	0,55	0,36	0,65	0,52	0,57	0,53
<b>Dimensão 6: Trabalho e Demografia</b>	<b>75,80</b>	<b>74,98</b>	<b>74,66</b>	<b>73,94</b>	<b>69,94</b>	<b>69,24</b>
Trabalho Precário	70,52	67,87	69,93	68,57	65,25	64,72
Razão de dependência por domicílio	20,21	20,44	17,44	17,28	17,77	17,03

Fonte: Elaboração pelos próprios autores a partir dos dados da PNADs.

### 5.3 Dimensão 3: Educação

Os maiores indicadores de privação se concentram na dimensão educação. Precisamente por conta de a pesquisa levar em consideração a adoção da Lei de Diretrizes e Bases da Educação (Lei 9.394/1996), que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional.

No ensino primário, de acordo com a Lei, crianças com até 5 anos de idade, podem ter no máximo 5 anos de escolaridade, denominado ensino pré-escolar. No ensino fundamental incompleto, crianças de 6 anos a 10 anos de idade para não serem consideradas privadas devem ter de 4 a 9 anos de estudo. No ensino fundamental completo, estariam as crianças de 11 a 14 anos que estariam terminando o ensino fundamental em torno de 8 a 14 anos de escolaridade.

No ensino médio incompleto, os pré-adolescentes em torno dos 15 a 17 anos estariam completando o ensino médio de 12 a 15 anos de estudo. E por fim, no ensino médio completo, estão os jovens acima de 18 anos que devem ter no mínimo 15 anos de escolaridade para poder ter uma boa formação educacional e ter capacidade para entrar no mercado de trabalho e não ser considerado privado de educação. E a proporção de crianças na escola refere-se ao total de crianças no domicílio.

Na dimensão educação, observa-se uma pequena redução na privação: em 2006 era de 96,37%, passando para 94,79% em 2012. O ensino que apresentou uma maior redução na privação foi o ensino fundamental completo, reduziu 2,80% de 2006 para 2012. Logo em seguida, o ensino médio incompleto e completo, com 1,62% e 1,80% respectivamente (Tabela 2).

Proporção de crianças na escola apresentou uma privação de apenas 1,94% em 2012, mesmo apresentando elevados índices de privação nos ensinos primário, fundamental incompleto, e completo. Destaca-se que a análise em questão é a faixa etária com anos de estudos correspondentes. Conforme exposto na Tabela 3, há um *Gap* de 85,15% de privação em 2012 na área rural do Ceará.

Houve também uma redução na quantidade de homens e mulheres: mulheres apresentam uma privação menor de 83,76% em 2012, quando comparados com homens, 86,66%. Nota-se que no hiato médio de privação educação é 2,90 vezes maior para homens do que para mulheres.

No grupo faixa etária, todas as faixas apresentaram uma redução na privação. Sendo o grupo jovens aquele que apresentou maior redução, 1,16% de 2006 a 2012, e o grupo adolescente apresenta o menor *Gap*. No grupo raça, nos brancos a privação é de 82,06%, e não brancos de 86,65%. Verifica-se que o impacto da redução de 2006 para 2012 também ocorreu no grupo de raça branca, houve uma redução de 1,35%, comparado com apenas 0,40% na raça não branca.

**Tabela 3** - Brasil: *Gap* da privação por dimensão, 2006 e 2012. (%)

(continua)

Região/Grupo	Água e Alimentos		Comunicação e Informação		Educação	
	2006	2012	2006	2012	2006	2012
Ceará	<b>12,41</b>	<b>9,37</b>	<b>57,34</b>	<b>38,70</b>	<b>85,27</b>	<b>85,15</b>
Rural	32,67	24,01	71,00	53,72	87,32	87,90
Homens	14,31	9,68	57,85	39,34	86,18	86,66
Mulheres	13,75	9,09	56,86	38,11	84,42	83,76
Crianças	18,36	11,14	60,79	41,83	76,92	76,33
Adolescentes	15,14	10,96	57,95	38,77	84,09	83,59
Jovens	13,31	9,58	55,25	36,31	90,16	89,00
Adultos	12,09	8,41	55,40	37,02	85,91	85,17
Idosos	10,86	7,63	62,05	45,06	94,44	93,48
Branca	12,07	7,55	52,65	32,94	83,41	82,06
Não Branca	15,05	10,26	59,83	41,50	86,25	86,65

Fonte: Elaboração pelos próprios autores a partir dos dados da PNADs.

**Tabela 3** - Brasil: *Gap* da privação por dimensão, 2006 e 2012. (%)

(conclusão)

Região/Grupo	Condições da Moradia		Saúde		Trabalho e Demografia	
	2006	2012	2006	2012	2006	2012
Ceará	<b>7,41</b>	<b>6,74</b>	<b>30,91</b>	<b>26,82</b>	<b>45,36</b>	<b>41,12</b>
Rural	7,77	5,73	61,26	61,64	45,52	42,30
Homens	7,44	6,70	31,55	27,69	44,93	40,84
Mulheres	7,38	6,78	30,31	26,02	45,76	41,86
Crianças	9,89	9,32	32,00	28,25	52,17	46,91
Adolescentes	7,21	7,14	32,49	29,33	44,16	39,51
Jovens	7,98	7,70	30,21	25,54	39,37	35,55
Adultos	6,26	5,83	29,50	25,85	41,45	36,74
Idosos	4,27	3,16	34,20	27,83	64,82	65,74
Branca	6,37	6,19	28,69	23,43	43,05	39,57
Não Branca	7,96	7,01	32,09	28,47	46,59	42,24

Fonte: Elaboração pelos próprios autores a partir dos dados da PNADs.

#### 5.4 Dimensão 4: Condições de Moradia

Para medir a privação de habitação são levados em conta cinco indicadores. A Tabela 2 mostra a percentagem de população com privação na moradia. Um terço da população não possui uma moradia própria já quitada em 2012. Houve uma variação bastante instável durante os anos analisados com relação ao tipo de moradia. Houve uma pequena redução do índice de privação, em 2006 era de 34,42%, passando para 31,40% em 2012.

No que diz respeito à iluminação, qualidade da parede, e número de pessoas por dormitório houve uma redução não muito significativa nos índices de incidência, nos quais já apresentam uma baixa privação. Já a variável material do teto apresentou um aumento no índice de privação (Tabela 2).

Em 2012, apenas 5,85% da população vive em uma casa com mais de três pessoas por quarto. Apenas 0,11% da população vive com privação de iluminação, 1,07% e 0,23% não

apresentam os materiais, respectivamente, da parede e do teto adequados em suas moradias. Note que ocorreu redução na privação dessa dimensão, em torno, de 3,02% de 2006 para 2012 (Tabela 2)

Na Tabela 3, em 2012, o estado do Ceará apresenta uma lacuna de privação com relação às condições de moradia inadequada de 6,74%. Na área rural houve uma redução do *Gap* de privação na dimensão moradia, redução de 7,77% em 2006 para 5,73% em 2012.

No grupo sexo, mulheres apresentam uma privação menor que os homens, sendo essa diferença de apenas 0,08%, em 2012. Ainda esse mesmo período, entre os grupos etários, quem possui a menor privação é o grupo dos idosos, com apenas 3,16%, e a maior é o grupo das crianças, com 9,32%. As populações de raça não branca têm *Gap* de maior privação do que a raça não branca. A não branca apresenta um hiato de privação de 0,82% maior que a branca, em 2012.

## 5.5 Dimensão 5: Saúde

Nesta dimensão foram utilizadas as condições de saneamento básico como *proxy* para analisar a dimensão saúde. Como justificativa, a falta de acesso, ou o acesso inapropriado, a qualquer uma dessas variáveis de saneamento pode ocasionar sérios prejuízos à saúde do indivíduo, principalmente no que diz respeito à saúde básica.

A Tabela 2 mostra que, na dimensão, houve uma redução da sua privação, de 71,18% em 2006, para 58,99% em 2012, ou seja, queda de 12,19% no período analisado. Essa redução pode ser explicada porque também ocorreu uma redução em todos os indicadores da dimensão. No esgotamento sanitário, indicador com maior impacto na redução da privação, houve uma queda de 12,70%. Diminuição também na condição sanitária, e na eliminação do lixo, de 0,45% e 0,02%, respectivamente, de 2006 para 2012.

Na Tabela 3, mostra a privação da área rural, em 2006, a lacuna de privação é de 61,26%, obtendo um pequeno aumento em 2012, para 61,64%. Indicando que mais da metade na população rural apresenta privação de saneamento básico. E, em decorrência desse resultado, a área rural apresenta também como a região mais sensível com relação a saúde.

Com relação aos homens e mulheres houve uma redução de 2006 para 2012, as mulheres apresentam uma menor privação, em 2012, de 26,02%, quando comparadas com os homens que têm 27,69% de privação no mesmo período. No grupo etário, quem possui maior déficit na saúde é o grupo dos adolescentes, com 29,33% em 2012. E o menor, é o grupo dos jovens, com 25,54%. Em todos os grupos foi observada uma redução da privação. As

populações de raça não brancas têm lacunas de privação mais elevadas, com uma taxa de 28,47% em 2012, bem maior quando comparada com a raça branca, que é apenas de 23,43%.

## **5.6 Dimensão 6: Trabalho e Demografia**

A privação do trabalho é medido por trabalho precário. Foi denominado trabalho precário aquele no qual o trabalhador não era segurado da previdência social nem contribuinte de outro instituto de previdência. E demografia, a razão de pessoas dependentes por domicílio, sendo elas as menos de 14 anos e maiores de 60.

A Tabela 2 mostra a incidência de privação para cada indicador. Mais de 60% da população sofre de privação de trabalho digno, 64,72% em 2012 trabalham em situação de trabalho precário. Mesmo tendo ocorrido uma redução de 5,80% de 2006 para 2012, ainda permanece uma taxa de privação elevada.

Ainda na Tabela 2 a razão de dependência apresenta uma taxa de privação considerada baixa, 17,03% da população em 2012 apresenta alguma relação de dependência. Na análise da dimensão, houve uma queda na privação, de 75,80% em 2006 para 69,24% em 2012. Ainda exibindo um alto percentual de privação. O estado do Ceará apresentou redução no *Gap* de privação (Tabela 3). Redução relativamente baixa na área rural, de 45,52% em 2006 para 42,30% em 2012.

Contrapondo-se com todas as outras dimensões, na dimensão trabalho e demografia, as mulheres apresentam dessa vez um *Gap* de privação maior que os homens. Evidencia-se assim a diferença no mercado de trabalho entre homens e mulheres. Mesmo havendo uma redução, ainda é considerada alta a privação entre mulheres e homens; em 2012, uma lacuna de privação de 41,86% de mulheres, e 40,84% em homens.

No grupo da faixa etária, ocorreu os resultados esperados, maior privação para crianças e idosos, pois os mesmos são dependentes e não trabalham; crianças em 2012, com privação de 46,91% e idosos, com 65,74%. Com o menor *Gap*, apresentou-se o grupo dos jovens, com 35,55%, em 2012. A população branca possui uma lacuna de privação menor quando comparada com a raça não branca, apresenta um hiato de 2,67% menor. Mesmo ambos os grupos obtendo uma redução no período de 2006 a 2012.

## **5.7 A Pobreza Multidimensional**

De maneira geral, as informações extraídas da PNAD sinalizam uma melhora nas condições de vida da população cearense entre os anos 2006-2012. Essa melhora, no entanto, não ocorreu de forma homogênea entre as áreas, nem entre os grupos área, sexo, faixa etária e raça do estado. A Tabela 4 mostra a pobreza multidimensional por áreas e grupos do estado do Ceará, 2006-2012. Os resultados sugerem uma redução na pobreza multidimensional do Ceará: de 28,23% em 2006 para 24,48% em 2012 segundo a metodologia adotada, com uma variação de 3,75%. Entre o período analisado, o nível de pobreza multidimensional declinou a uma taxa média anual de 0,6 %.

Ainda na Tabela 4, a área rural da região apresenta uma proporção de pobres bem elevada. Em 2012, o Ceará tem uma população pobre na área rural referente a 32,54%. Corroborando, assim, com Silva e Neder (2010) que estudaram a pobreza multidimensional nas áreas rurais do Brasil em 1995 e 2004.

**Tabela 4 - Pobreza Multidimensional por Áreas e Grupos do Estado do Ceará, 2006-2010. (%)**

	Pobreza Multidimensional						Variação
	2006	2007	2008	2009	2011	2012	
Ceará	28,23	27,17	26,03	25,44	24,73	24,48	-3,75
Rural	37,06	35,09	33,91	32,59	32,63	32,54	-4,52
Homens	28,50	27,36	26,28	25,71	24,84	24,81	-3,69
Mulheres	27,98	26,98	25,81	25,20	24,63	24,18	-3,80
Crianças	28,14	26,84	24,97	24,52	23,77	23,43	-4,71
Adolescentes	27,55	26,76	25,97	24,89	23,50	23,60	-3,95
Jovens	27,99	26,77	25,87	25,28	24,29	23,14	-4,85
Adultos	27,25	26,24	25,27	24,81	23,91	23,58	-3,67
Idosos	35,32	34,13	33,84	33,43	33,03	32,24	-3,08
Branca	26,49	25,88	24,92	23,96	23,52	22,78	-3,71
Não Branca	29,15	27,87	26,60	26,13	25,37	25,31	-3,84

Fonte: Elaboração pelos próprios autores a partir dos dados da PANDs.

Os autores supra citados destacam a importância de se mensurar pobreza levando em consideração, além da renda, a habitação, o abastecimento de água, o saneamento básico, a educação e o mercado de trabalho. Nacionalmente, a proporção de pobres na zona rural em 2012 é de 30%, enquanto que na zona urbana é de 19,86%.

Destaca-se que, mesmo com metodologias diferentes, os resultados obtidos dessa análise corroboram com os de Araujo, Tabosa e Morais (2013) que também fazem um estudo na pobreza multidimensional com outra metodologia no estado do Ceará. Os autores apresentam que a área rural possui elevada proporção de indivíduos pobres e a pobreza multidimensional é mais intensa.

Em média, não há diferença significativa na pobreza entre os grupos sexo e faixa etária. Contudo, houve uma redução em todos os grupos. A pobreza multidimensional entre os homens em 2012 é de 24,81%, enquanto que nas mulheres é de 24,18%, havendo uma variação (queda) maior entre as pessoas do sexo feminino, 3,80% (Tabela 4).

Diferença pouco notada também entre crianças, adolescentes, jovens e adultos. Um impacto maior na redução foi no grupo crianças, uma queda de 4,71% de 2006 a 2012. Já no grupo idosos, houve pouca redução na proporção, 3,08%, sendo ela o grupo com maior pobreza multidimensional, 32,24% em 2012. As populações de raça não branca têm os mais altos níveis de pobreza multidimensional, 25,31% em 2012. Mesmo apresentando a maior taxa de variação 3,84% de 2006 a 2012.

## **6 CONCLUSÃO**

Este estudo partiu com o objetivo de apresentar novas perspectivas para a compreensão da pobreza multidimensional no estado do Ceará nos anos de 2006 a 2012, considerando outras dimensões além da renda, com a finalidade de auxiliar políticas públicas focadas na sua diminuição e aceleração do processo de desenvolvimento. As principais conclusões foram:

Considerando a mensuração da pobreza multidimensional no Ceará pela ótica das seis dimensões estudadas, constatou-se que a pobreza multidimensional apresentou uma trajetória decrescente durante o período de estudo. Os resultados do trabalho sugerem uma redução de 28,23% em 2006, para 24,48% em 2012, da pobreza multidimensional.

O nível de pobreza da região rural mostrou-se intenso, onde as intensidades de pobreza foram sensivelmente maiores. Na análise da pobreza entre os grupos quase não existe diferenças entre homens e mulheres, mas vale salientar que a persistente privação concentra-se em ser maior entre os homens.

Já entre as faixas etárias também observa-se uma pequena privação. Crianças, adolescentes, jovens e adultos encontram-se com a mesma proporção, em média, de pobres multidimensionais. O impacto maior na pobreza seria sobre o grupo dos idosos, esses são considerados mais privados com relação aos outros grupos etários.

Pode-se inferir que para reduzir a pobreza multidimensional, deve-se adotar políticas públicas direcionadas especificamente para as dimensões que mais impactam a pobreza, sendo elas: educação, trabalho e demografia, comunicação e informação, e saúde.



Como sugestão de futuras pesquisas, deve-se ser realizada uma investigação para compreender as relações entre proteção social, crescimento econômico, e redução da desigualdade sobre redução da pobreza multidimensional. É também importante contar com dimensões adicionais para uma análise mais completa. Portanto, deve-se ser continua à procura de novos dados que visem melhorar os indicadores utilizados para medir cada uma das dimensões, e assim mensurar qual tem mais impacto na pobreza multidimensional cearense.

## REFERÊNCIAS

ARAUJO, J.A.; MORAIS, S.G.; CRUZ, M.S. Estudo da pobreza multidimensional no Estado do Ceará. **Revista Ciências Administrativas**, v. 19, n. 1, 2013.

ARAUJO, J. A.; TABOSA, F. J. S; MORAIS, G. A. S. Pobreza Multidimensional no Nordeste do Brasil. In: XI Encontro Nacional da ENABER, 2013, Foz do Iguaçu. **Anais... XI Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, 2013.

BOURGUIGNON, F.; CHAKRVART S. The Measurement of Multidimensional Poverty. **The Journal of Economic Inequality**, v.1, p. 25-49, 2003.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**. São Paulo. v.52, n.3, p.761-766, maio 1984.

IETS – Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade. Disponível em: <<http://www.iets.org.br/dado/pobreza-e-indigencia>>. Acesso em: 10 de Mar. 2014.

IPECE – Instituto de Pesquisa e Estratégias Econômicas do Ceará. Disponível em: <<http://www.ipece.ce.gov.br/>>. Acesso em: 06 de Set. 2014.

LACERDA, F.C.C. **A pobreza na Bahia sob o prisma multidimensional**: uma análise baseada na abordagem das necessidades básicas e na abordagem das capacitações. 210 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2009.

KUKLYS, W. Amartya Sen's capability approach: theoretical insights and empirical applications New York: **Springer Berlin Heidelberg**, 2005.

MAASOUMI, E.; LUGO, M. The information basis of multivariate poverty assessments. **Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement**. Nank Kakwani e Jacques Silver (ed.). Nueva York, Palgrave Macmillan, 2008.

MIDEROS, A. M. Ecuador: Definición y medición multidimensional de la pobreza, 2006-2010, **Revista de la CEPAL**, n°108, p. 51-70, 2012.

OLIVEIRA, J. L. **Uma análise multidimensional da pobreza no Ceará**. In: Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto. (Org.). **Economia Ceará em Debate**. 1ª ed. Fortaleza: IPECE, 2013, v. 1, p. 248-264, 2012.

OTTONELLI, J. **Pobreza Multidimensional na Região Nordeste**: Uma aplicação da Teoria dos Conjuntos Fuzzy (em 2010). 127f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal do Rio Grande do Norte – UFRN. Natal, RN, 2013.

ROCHA, S. **Alguns aspectos relativos a evolução 2003-2004 da pobreza e da indigência no Brasil**. Rio de Janeiro: IETS, jan., 2006. Disponível em: <[http://www.direito.usp.br/faculdade/eventos/evolucao\\_pobreza.pdf](http://www.direito.usp.br/faculdade/eventos/evolucao_pobreza.pdf)>. Acesso em: 23 Mar. 2014.

SILVA, A. M. R.; NEDER, H. D. **Abordagem das capacitações**: um estudo empírico sobre pobreza multidimensional no Brasil. III Conferência Latino Americana e caribenha sobre Abordagem das Capacitações e Desenvolvimento Humano, Porto Alegre, 2010.

STEWART, Frances. Basic Needs Approach. In: CLARK, David (org.). **The Elgar Companion to Development Studies**. Cheltenham. UK: Edward Elgar Pressing, cap. 5, 2006.

THORBECKE, E. **Multidimensional Poverty: Conceptual and Measurement Issues: Many Dimensions of Poverty**, p.3-19, 2008.

TSUI, K. Multidimensional poverty indices. **Social Chouce and Welfarem**, vol. 19, N° 19. Spring, 2002.

# ESTIMAÇÃO DOS FATORES DETERMINANTES DA REDUÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NOS ESTADOS NORDESTINOS VIA O MÉTODO DE DADOS EM PAINEL

*Janaildo Soares de Sousa<sup>6</sup>; Robério Telmo Campos<sup>7</sup>; Andréa Ferreira da Silva<sup>8</sup>; Jair Andrade Araujo<sup>9</sup>*

## RESUMO

O artigo tem por objetivo mensurar os fatores determinantes da redução da Taxa de Mortalidade Infantil - TMI nos estados da região Nordeste. A série temporal do estudo compreende o período de 2001 a 2011. A base de dados utilizada para esta pesquisa foi construída através das informações das PNADs, DATASUS e IPEADATA. A metodologia empregada foi a de dados em painel, o uso de tal método justifica-se por ter o controle da heterogeneidade não-observável existentes entre os estados, bem como o controle parcial do problema do erro. Utilizaram-se ainda os modelos efeito fixo e aleatório. Os resultados confirmam a hipótese de que as variáveis socioeconômicas são fatores determinantes na redução infantil da mortalidade infantil dos estados nordestinos, as evidências empíricas do presente estudo servem como instrumento para a elaboração de políticas públicas mais eficazes no processo de redução da TMI.

**Palavras - chave:** Taxa de Mortalidade Infantil; Dados em painel; Políticas públicas.

## ABSTRACT

The paper aims to measure the factors determining the reduction of infant mortality rate - IMT in states in the Northeast. The study of time series covers the period from 2001 to 2011. The database used for this research was built using the information of PNADs, DATASUS and IPEADATA. The methodology employed was panel data, the use of such a method is justified by having control of the existing unobservable heterogeneity between states and partial control error problem. Were used also the fixed and random effects models. The results confirm the hypothesis that socioeconomic variables are key factors in reducing infant mortality from the northeastern states, empirical evidence of this study serve as a tool for development of more effective public policies in the TMI reduction process.

**Key words:** Infant mortality rate; Panel data; Public policy.

---

<sup>6</sup>Especialista em Políticas Públicas. Economista e mestrando em Economia Rural (MAER) – Campus do Pici/UFC Fortaleza/Ceará. E-mail: janaildo18@hotmail.com;

<sup>7</sup>Prof. Dr. Adjunto do Curso de Mestrado em Economia Rural (MAER) - Campus do Pici/UFC. Fortaleza/Ceará. E-mail: roberio@ufc.br;

<sup>8</sup>Mestre em Economia Rural/MAER/UFC e doutoranda em Economia – Universidade Federal da Paraíba – UFPB. E-mail: andrea.economia@yahoo.com.br;

<sup>9</sup>Prof. Dr. Adjunto do Curso de Mestrado em Economia Rural (MAER) – Campus do Pici/UFC. Fortaleza/CE. E-mail: jaraujoce@gmail.com

## 1. INTRODUÇÃO

Durante meados do século XX ocorreram mudanças favoráveis às condições de saúde no Brasil, principalmente na mortalidade infantil. Tais mudanças trouxeram como melhorias, a qualidade de vida e a queda da mortalidade infantil, aliadas aos avanços tecnológicos.

Segundo Palloni (1980) as mudanças ocorridas durante o século XX se deu por meio da incorporação das políticas de saúde para a redução da mortalidade infantil, porém nos países menos desenvolvidos essa redução foi prematura, deu-se incompleta sem os mesmos resultados dos países desenvolvidos, onde alcançaram ganhos importantes na esperança de vida, corresponderam a grandes reduções da mortalidade infantil; entretanto, o declínio da mortalidade no primeiro ano de vida não evoluiu de forma tão acentuada entre os países menos desenvolvidos.

A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) é um indicador comumente utilizado por organismos internacionais para acompanhar os avanços das condições básicas de saúde dos países em desenvolvimento. É um indicador muito importante, haja vista que tem um peso significativo na expectativa de vida ao nascer. A redução da mortalidade infantil e na infância faz parte dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), compromisso dos países membros da Organização das Nações Unidas (ONU) para que, com a globalização, o mundo se torne mais inclusivo e equitativo no novo milênio<sup>1</sup> (GARCIA; SANTANA, 2011).

No Brasil, as taxas de mortalidade infantil têm mostrado declínios importantes nas últimas décadas, mas são ainda maior do que o esperado quando comparado com outros países com economias semelhante. Em relação aos principais determinantes da tendência de queda observada, os estudos apontaram para a importância da implementação políticas públicas de saneamento básico e nutrição; especialmente na década de 1980; e a expansão da atenção primária serviços de saúde, especialmente materna e infantil ( AQUINO; OLIVEIRA E BARRTETO, 2009).

Conforme os dados do IPEA (2015), a TMI nos estados da região Nordeste no período de 1991 a 2000 passou por um processo de redução significativa, em 1991 os estados que apresentaram maior destaque na mortalidade infantil foram: Alagoas, Paraíba, Maranhão e Rio Grande do Norte, já os que tiveram o menor índice foram: Sergipe, Bahia, Pernambuco, Ceará e Piauí. Em 2000, os que expressaram maior índice de mortalidade infantil foram: Maranhão e Paraíba, enquanto Alagoas e Ceará tiveram o menor número de óbitos infantis dos estados da região Nordeste.

Na literatura empírica nacional e internacional há diversos estudos que abordam a estreita relação que a mortalidade infantil apresenta com os fatores sociais e econômicos, e é reconhecida há muito tempo (MONTEIRO e SZARFARC, 1987; PAIM ET AL. 2011; YUNES & ALBURQUERQUE, 2007, SOUSA & LEITE FILHO, 2008, AQUINO, OLIVEIRA & BARRETO, 2009, SILVA ET AL, 2012, ALMEIDA & SZWARCOWALD, 2012, LOURENÇO ET AL 2014).

Levando em consideração a complexidade e o dinamismo dos processos que envolvem a mortalidade infantil, faz-se necessário o seu contínuo acompanhamento, de modo que se possa dispor de informações que permitam a análise da situação de saúde no nível local, regional, e a nível nacional para que se possa implementar medidas de controle pertinentes a redução. Assim, o presente trabalho tem como, objetivo mensurar os condicionantes da redução da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) nos estados da região Nordeste entre os anos de 2001 a 2011.

A contribuição deste estudo em relação aos anteriores realizados no Brasil, citados acima, é, primeiro, desenvolver uma análise mais robusta da real situação da TMI nos estados da região Nordeste com base no modelo de dados de painel; a metodologia de dados em painel permite considerar de modo mais eficiente o efeito específico dos estados nas variáveis não observadas; segundo, ao cobrir o período, de 2001 a 2011, compreendendo assim um período recente de análise. Dessa forma, o estudo apresenta uma análise empírica inovadora, haja vista que leva em consideração que não só o Programa Saúde da Família (PSF) reduz a TMI, mas que as condições socioeconômicas participam e influenciam esse processo de redução.

A justificativa em delimitar esse período, se deu, por ter sido um marco na formulação e execução de políticas públicas redistributivas, período que compreende governamental sob liderança do Partido dos Trabalhadores, o PT. Haja vista que nesse período ocorreu um algumas mudanças nas políticas de saúde e saneamento, crescimento de alguns indicadores, bem como na redução de outros, inclusive da TMI e pobreza

A despeito de a mortalidade infantil ser resultado de uma série de processos sociais, econômicos e demográficos complexos, este trabalho propõe um modelo econométrico detalhado por Mendonça e Mota 2005 para tentar definir seus principais determinantes. Assim, o objetivo deste estudo é avaliar quais os fatores determinantes para a redução da TMI nos estados nordestinos. Este estudo ganha importância adicional, na medida em que o Brasil é um dos signatários da Declaração do Milênio, assinada em 2000, que entre suas metas inclui a redução da mortalidade infantil.

Além desta introdução, o artigo tem mais seis seções: (ii) aborda o impacto do desenvolvimento econômico no status da mortalidade infantil; (iii) base de dados utilizada na pesquisa; (iv) modelo econométrico empregado para as estimações; (v) metodologia; (vi) análises dos resultados e discussões, e por fim (vii) são apresentadas as principais considerações do estudo.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 O impacto do desenvolvimento socioeconômico no *status* da mortalidade infantil**

A relação mútua de causalidade entre saúde e desenvolvimento econômico no campo da economia da saúde tem sido amplamente reconhecida. Uma vez que políticas públicas que promovam melhorias no Quadro de saúde de uma determinada região ou país, irá promover o desenvolvimento econômico, além do bem-estar da população, bem como na geração de renda. Por sua vez, o campo da saúde coletiva reconhece que as condições de saúde dependem de fatores atinentes aos padrões nacionais de desenvolvimento, a saber: distribuição de renda, grau de pobreza, condições de trabalho, de alimentação e nutrição, saneamento, lazer, padrão de crescimento econômico, entre outros determinantes sociais (KON, 2004; PELLEGRINI FILHO, 2011).

Wilkinson; Pickett, (2006) analisam que, a sinergia entre saúde e desenvolvimento pode ser compreendida como um processo dinâmico e virtuoso que combina, ao mesmo tempo, crescimento econômico, mudanças fundamentais na estrutura produtiva e melhora do padrão de vida da população contribuindo assim para a melhoria das dimensões sociais e econômicas que converge para a trajetória do crescimento econômico do país.

Atualmente diversos campos de estudo reconhecem a correlação da saúde via o desenvolvimento econômico de uma nação, região, Estado ou de qualquer outra unidade federativa. Contribuições teóricas e empíricas recentes trouxeram à luz a integração da saúde ao conceito de desenvolvimento, sendo um dos fatores determinantes das condições de vida e bem-estar. Os estudos empíricos que abordam o desenvolvimento econômico têm sido amplamente discutidos na literatura especializada.

Analisar o desenvolvimento econômico de um determinado país, região Estado e/ou município tem sido uma das grandes tarefas dos governos e formuladores de políticas públicas. Uma maneira eficiente de identificar o nível do desenvolvimento econômico de uma região se dá pela análise da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI), uma vez que esse indicador

expressa a probabilidade de uma criança nascida viva, ou morrer antes completar um ano de vida, e é considerada um dos maiores indicadores do desenvolvimento social e econômico de uma população, uma vez que esse indicador faz inferências sobre a qualidade de vida e do *status* de saúde da população, por estimar o número de crianças que sobrevierão ao seu primeiro ano de vida.

A Mortalidade Infantil (MI) é definida pelo conjuntos de óbitos de recém nascidos vivos, do momento do nascimento até antes de completar uma no de vida. E é dividida em duas modalidades: a neonatal – que inclui os óbitos ocorridos entre o nascimento e 27 dias de vida, e o pós-neonatal – óbitos ocorridos entre 28 e 364 dias de vida. ( SILVA, 2010).

Conforme Souza & Leite Filho (2008), altas taxas de mortalidade infantil estão correlacionadas a baixos níveis socioeconômicos da população, bem como pela privação de serviços básicos de saúde e saneamento, do nível de escolaridade da população, da renda per capita e do nível de desigualdade de renda. A TMI revela o real status da saúde e desenvolvimento socioeconômico de uma determinada população, além de mostrar a eficácia das políticas públicas para áreas de saúde, educação, saneamento, bem como geração e distribuição de renda.

Segundo Silva *et al* (2012) apesar da redução da TMI no Brasil na última década, especialmente em função da redução da mortalidade pós-neonatal, as taxas ainda são consideradas elevadas. Nota-se que houve uma estagnação na mortalidade neonatal – principal componente da mortalidade infantil – e uma concentração de altas taxas de mortalidade nas regiões e populações mais pobres, refletindo as desigualdades sociais e econômicas todavia bastante presentes no país.

Na visão de Wieczorkiewicz (2012) no Brasil o governo deu início na execução de políticas públicas de combate a redução da TMI na década de 1990, com a criação do Programa Saúde da Família (PSF) e da expansão dos cuidados primários da saúde por meio do Sistema Único de Saúde (SUS) e dos agentes comunitários de saúde. Além dessas políticas foram implementadas os programas de distribuição de renda.

Para Santana *et al* (2011) a TMI vem declinando desde o final da década de 1990, graças às intervenções, melhoria de acesso e qualidade dos serviços de saúde, diminuição da taxa de fecundidade, nível educacional mais elevado, melhoria nutricional, fatores quando associados vem contribuindo para sua redução Entretanto, mesmo com o declínio da TMI, a mortalidade infantil permanece como uma grande preocupação em razão da existência de desigualdades regionais e interurbanas de sua ocorrência, e sua redução é ainda um desafio para os serviços de saúde e à sociedade como um todo, sendo necessárias ações de saúde,

especialmente, voltadas à atenção básica, bem como com políticas que expandam o acesso a educação, saneamento, geração de renda e redução da pobreza.

Conforme Guimarães *et al* (2003) a mensuração dos diferentes condicionantes da mortalidade infantil e de outros indicadores de saúde, a estratificação do espaço segundo a condição de vida da população tem sido recomendada (CASTELLANOS,1991; PAIM & COSTAS, 1993; POSSAS, 1989). No tocante à mortalidade infantil, a observação de desigualdades em seus níveis é fundamental para a compreensão das relações entre saúde e condições socioeconômicas e ambientais, além da disponibilidade, utilização e eficácia do sistema de atenção à saúde.

Os estudos demográficos e de saúde no Brasil, têm evidenciado que, nas últimas décadas, a mortalidade infantil vem diminuindo de forma progressiva, passando de 35,20 óbitos em menores de um ano em 1997 para 24,32 por mil nascidos vivos em 2007. Percebe-se ainda que a TMI apresenta-se baixa nas regiões que apresentam maior desenvolvimento econômico – Sudeste (17,7%) e Sul (16,1%), enquanto nas regiões Norte e Nordeste encontram-se as taxas mais altas (25 e 35,6%, respectivamente) e no Centro-Oeste taxas intermediárias (18,9%) (MOMBELLIL *ET AL*, 2012).

Bloom, Conning e Servilla (2004) estimaram o efeito da saúde sobre o crescimento econômico via uma função de produção, e concluíram que a saúde tem uma relação positiva sobre a produção agregada. O estudo que uma melhoria de um ano na expectativa de vida da população contribui para uma aumentar 4% na produção. Este é um período relativamente grande efeito, indicando que o aumento das despesas em saúde pode ser justificada puramente em razão do seu impacto sobre a produtividade do trabalho, muito além do efeito direto de melhoria no bem-estar.

É inquestionável a importância dos serviços da água tratada e de esgoto na saúde das pessoas e no seu bem-estar. Os serviços básicos de saneamento, acesso à água potável, escolaridade, renda são essenciais à vida, com fortes impactos sobre o desenvolvimento econômico da população. Grande parte da população brasileira é privada de condições básicas de saúde, saneamento e demais serviços públicos que a Constituição emana como direito básico e fundamental de todo cidadão. Devido à falta de saneamento e às condições mínimas de higiene, a população fica sujeita a diversos tipos de enfermidades. A literatura sobre saúde indica claramente que a falta de condições adequadas de saneamento no que se refere à água e esgotamento sanitário é uma das principais causas da mortalidade na infância.



## **2.2 A Taxa de Mortalidade Infantil – TMI e seus condicionantes socioeconômicos: Algumas evidências empíricas**

O debate sobre os determinantes da TMI tem sido tema de uma ampla discussão que envolve diversas áreas, especialmente a de saúde, e de economia aplicada. Atualmente, as discussões sobre a temática são bastante instigantes, haja vista que vários estudos demonstram algumas das causas da Mortalidade Infantil no Brasil. Vários pesquisadores já apresentaram contribuições sobre a referente temática, os estudos divergem devido ao uso de metodologias e modelos empíricos diferentes, porém os resultados são semelhantes, o que evidencia que de fato tais variáveis são de fato condicionantes da redução da TMI.

Dessa forma, o presente estudo apresenta uma nova abordagem sobre o estudo dos fatores condicionantes da redução da TMI, devido à escolha de novas variáveis que reforçam e auxiliam a intervenção pública por meio de políticas públicas. Os estudos já realizados sobre a TMI não analisam em conjunto a relação das variáveis: TMI, cobertura do Programa Saúde da Família – PSF, Índice de Gini, renda *per capita*, escolaridade, domicílios com água potável, e domicílios com saneamento sanitário. As pesquisas já realizadas até abordam uma parte das variáveis do presente estudo, entretanto o estudo inova pela análise em conjunto das mesmas e pela série temporal a ser analisada (2001 a 2011). Sendo assim, nessa sessão serão apresentados alguns relatos empíricos internacionais e nacionais que tratam sobre os determinantes da mortalidade infantil.

Alves e Belluzo (2004) estudaram a saúde da criança e a mortalidade infantil no Brasil. O objeto da análise foi investigar os determinantes da mortalidade infantil, a nível municipal, e para obter uma análise mais detalhada, considerando os fatores que afetam a saúde infantil a nível municipal, utilizaram o modelo de dado em painel dinâmico. Utilizaram como base de dados, os dados censitários de 1970 a 2000. Os principais resultados da pesquisa indicam que o saneamento, educação e *renda per capita* contribuiu para o declínio da mortalidade infantil no Brasil no período, sendo o efeito mais forte no longo prazo do que no curto prazo.

Aquino, Oliveira e Barreto (2009) analisaram a execução da Programa Saúde da Família - PSF nos municípios brasileiros. O estudo teve como objeto de pesquisa analisar o impacto do Programa Saúde da Família – PSF na redução da mortalidade infantil nos municípios brasileiros. Os dados utilizados na pesquisa foram: a cobertura do PSF e a Taxa de Mortalidade Infantil – TMI para 771 de 5.561 municípios brasileiros no período de 1996 a 2004.

Para estimar os efeitos do PSF sobre a TMI utilizaram a técnica de regressão análise multivariada. Foi realizada a técnica de análise multivariada para dados em painel com uma resposta binomial negativa usando modelos de efeitos fixos que controlaram as variáveis demográficas, sociais e econômicas. Os principais resultados revelaram que o impacto do PSF sobre a TMI é altamente significativa.

Garcia e Santana (2011) avaliaram a evolução das desigualdades socioeconômica e a mortalidade infantil no Brasil. O estudo teve como objetivo investigar a evolução temporal da magnitude das desigualdades na mortalidade infantil e na infância, segundo a escolaridade materna e a renda domiciliar *per capita*, no período 1993-2008, no Brasil. Foram utilizados microdados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD). A medida de desigualdade empregada foi o índice de concentração (IC), calculado para os óbitos infantis e na infância, segundo escolaridade materna e renda domiciliar *per capita*.

Os resultados apontaram que no período em análise (1993 a 2008), houve uma acentuada redução na mortalidade infantil. E que a escolaridade materna e a renda domiciliar *per capita* influenciam significativamente na redução das mesmas. Em 2008, a concentração dos óbitos na infância entre crianças cujas mães tinham menor escolaridade era maior do que a concentração dos óbitos infantis.

E por fim, Nishimura e Sampaio (2014) estudaram o efeito do Programa “Pacto pela redução da Mortalidade Infantil - PMI” no Nordeste de na Amazônia legal. O objeto de estudo foi analisar se a execução do PMI conseguiu reduzir mortes infantis. Os dados utilizados para as estimações foram coletados do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS) e do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento Humano (PNUD).

A metodologia utilizada se deu por meio da técnica de dados em painel em nível de município e a estratégia de identificação via modelo de diferença em diferenças. Os resultados mostram que o Pacto pela Redução da Mortalidade Infantil atinge seu objetivo ao reduzir significativamente mortes de crianças de 0 a 1 ano de idade, particularmente atingindo grupos que se encontram em regiões de baixa renda e com maiores índices de mortalidade. Revelou que a pobreza, e as condições de moradia são determinantes na taxa de mortalidade infantil. Além da explanação, é preciso então que haja o redirecionamento do debate acerca dos fatores condicionantes da redução da TMI, e o ponto de partida são as análises empíricas.

### 3 BASE DE DADOS

A base de dados utilizadas no presente estudo foi coletada do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA (IPEADATA), e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) referentes aos anos de 2001 a 2011. Sendo que o ano de 2010 foi feito uma interpolação por não ter PNAD para o ano, em função da realização Censo.

A partir dos dados do DATASUS, IPEADATA e das PNADs serão utilizadas informações econômicas, demográficas, educacionais, de infraestrutura e saúde para os estados da região Nordeste referente aos anos de 2001 a 2011 que serão utilizadas como condicionantes da TMI nos estado em estudo. Deste modo, ter-se-á uma base de dados combinada entre informações do tipo *cross-section* e série temporal, também conhecida como dados em painel.

Os dados extraídos do DATASUS foram: Taxa de Mortalidade Infantil – TMI; Cobertura do Programa Saúde da Família – PSF. Espera-se que quanto maior a cobertura do PSF da região Nordeste, menor seja a TMI. Já as variáveis: Índice de Gini (GINI), Renda *per capita* (RENPERCAP) e anos de estudo (ANOSEST) foram retiradas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD.

O Índice de Gini é um indicador utilizado para medir o grau de concentração de renda, o qual varia entre 0 e 1. Quando o índice tem valor igual a 1 há uma uma concentração máxima de renda, ou seja, existe perfeita desigualdade, isto é, a renda domiciliar *per capita* é totalmente apropriada por um único indivíduo. Quando ele tem valor igual à zero (0), há total ausência de concentração, tem-se perfeita igualdade, isto é, a renda é distribuída na mesma proporção para todos os domicílios. Quanto mais próximo da unidade, maior a desigualdade na distribuição de renda. (NORONHA E ANDRADE, 2007). Espera-se que o sinal do índice de Gini seja positivo, o que evidencia que a desigualdade de renda é um fator determinante da TMI.

Enquanto que a renda *per capita* é um indicador que contribui para a análise do grau de desenvolvimento de um país ou região e consiste na divisão da renda nacional (produto nacional bruto menos os gastos de depreciação do capital e os impostos indiretos) pela sua população (SILVA E JUSTO, 2009). Espera-se que um aumento na renda reduza a TMI, uma vez que as famílias estariam auferindo novas condições de qualidade de vida que dependem diretamente da renda. Assim, o sinal esperado dessa variável é negativo.

No presente estudo a média da escolaridade das mulheres 25 anos ou mais (ANOSEST<sup>10</sup>) será utilizada como *proxy* para a escolaridade da mãe de pelo fato de a criança estar necessariamente atrelada aos cuidados da mãe. Espera-se também um sinal negativo. O que valida a hipótese de que a escolaridade da mãe faz parte do conjunto de fatores responsáveis pela TMI.

E por fim, a variável domicílio com acesso a saneamento sanitário (DOASAN). Conforme Mendonça e Mota (2005) o acesso às condições adequadas de saneamento está ligada a renda do indivíduo. Acredita-se que o sinal dessa estimação apresente um sinal negativo, sinalizando que o acesso a saneamento básico reduz a TMI.

Há na literatura especializada a comprovação empírica da existência da forte relação entre anos de estudos e renda, quanto maior o tempo em que às pessoas se dedicam aos estudos melhores serão as suas rendas, pois as pessoas se tornariam bem mais qualificadas para ingressar no mercado de trabalho e por isso conseguiriam melhores salários, devido ao capital humano por elas adquirido (SACHSIDA, LOUREIRO E MENDONÇA, 2004).

#### **4 METODOLOGIA**

O modelo empírico escolhido busca incorporar explicitamente, para o nível agregado, os fatores condicionantes mais importantes da redução da Taxa de Mortalidade Infantil – TMI, isto é, a probabilidade de óbitos da criança antes do primeiro ano de vida. Vale destacar que esse conjunto de variáveis é similar ao utilizado em outros trabalhos empíricos que utilizam dados agregados, como Corman et al. (1987), apud Serra (2004), Frank et al. (1992), apud Serra (2004), Hanratty (1996), apud Serra (2004), Goldman e Grossman (1982), apud Serra (2004) e Joyce (1987), apud Serra (2004), entre outros

O objeto da análise econométrica empreendida foi verificar se a estimação das variáveis socioeconômicas resulta em um impacto positivo na redução da TMI, que sirva para a adoção e/ou formulação de políticas públicas direcionadas a cada um dos estados em análise.

A hipótese do modelo econométrico pode ser justificada pela equação (1), utilizada por Andrade (2012). Onde:

---

<sup>10</sup> No ano de 2010 utilizou o método matemático de interpolação, haja vista que não há dados disponibilizados pela PNAD por ter sido um ano de Censo. Logo a interpolação obedeceu ao seguinte procedimento:  $An_{2010} = (\sum_{ani2009} + \sum_{ani2011})/n$ . Nesse caso  $n=2$ .

$$TMI = f(cpsf, Gini, Ren, Anest, Da, Dsan) \quad (1)$$

Em a TMI é a variável dependente do modelo proposto. Essa variável depende de um vetor (*cpsf*) de cobertura do Programa Saúde da Família – PSF na área, da renda *per capita* local (*Ren*) - a qual serve como *proxy* para a capacidade de aquisição de insumos não observados no modelo, como calorías -, de um vetor de variáveis exógenas de risco para a saúde infantil medidas em nível local (*Anest*), (*Da*) e (*Dsan*), ditas como variáveis condicionantes a saúde materno-infantil.

Entretanto, devido o presente estudo adotar um modelo de regressão com dados em painel com *n* observações, *T* períodos e *k* variáveis, a equação (1) pode ser rerepresentada conforme mostra a equação (2).

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it}, i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (2)$$

Onde  $u_{it} = \alpha_i + \mu_{it}$

Dessa forma,  $Y_{it}$  é a variável dependente da análise e compreende a TMI condicionada pelos fatores socioeconômicos inadequados dos estados nordestinos *i* no ano *t*,  $X_{it}$  representa um vetor de variáveis explicativas associadas ao modelo. Como pode ser observado numa estrutura básica do modelo de dados em painel, o distúrbio  $u_{it}$  é formado por dois componentes,  $\alpha_i$  é o termo estocástico inerente às unidades individuais, de forma que  $\alpha_i \sim (0, \sigma_\alpha^2)$  que se denomina efeito individual, ao passo que  $\mu_{it}$  é um distúrbio estocástico, tal que  $u_{it} \sim (0, \sigma_\mu^2)$ . Além disso, tem-se ainda  $E[u_{it} \alpha_i] = 0$  e  $E[u_{it} x_{it}] = 0$ .

#### 4.1 Dados em painel

O uso de dados em painel possibilita uma melhor investigação sobre a dinâmica das mudanças nas variáveis, tornando possível considerar o efeito das variáveis não observadas pelo modelo. Assim, o presente estudo utilizará o modelo de regressão com dados em painel para contribuir numa melhor estimação e análise das correlações entre a Taxa de Mortalidade Infantil - TMI e seus fatores condicionantes. Uma característica dos dados em painel é por terem observações em duas dimensões, em geral, o tempo e o espaço, em que as unidades observáveis são os estados da região Nordeste e o período de tempo compreende os anos de 2001 a 2011.

A especificação do modelo linear simples com dados em painel pode ser representada a seguir:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

em que  $Y_{it}$  é a variável dependente,  $X_{it}$  representa a matriz das variáveis explicativas,  $\beta$  é o vetor de coeficientes angulares a serem estimados,  $\alpha_i$  refere-se ao parâmetro de intercepto desconhecido para cada indivíduo e representa a heterogeneidade não observada do modelo,  $u_{it}$  é o erro estocástico em que, por suposição  $E(u_{it}/X_i, \alpha_i) = 0$ . O subscrito  $i$  denota  $i = 1, 2, \dots, n$ , para as diferentes unidades observáveis. E o subscrito  $t$  representa  $t = 1, 2, \dots, t$ , para o período de tempo que será analisado.

Conforme Cameron e Trivedi (2005), o uso de dados em painel fornece informações sobre o indivíduos tanto por meio do tempo, quanto entre eles, utilizando uma gama muito maior de modelos e estimadores.

Enquanto que na visão de Loureiro e Costa (2009), nas análises que usam dados em painel há uma melhor compreensão das variáveis, haja vista, tal método possibilita uma melhor investigação da sinergia das mudanças nas variáveis, tornando presumível considerar o efeito das variáveis não-observadas. Outro benefício é a avanço na inferência dos parâmetros estudados, pois eles proporcionam mais graus de liberdade e maior variabilidade na amostra em análise com dados em *cross-section* ou em séries temporais, o que valida a eficiência dos estimadores econométricos.

#### **4.1.2 Heterogeneidade não-observada**

Nos estudos empíricos com dados em painel um dos problemas é a heterogeneidade não-observada. Nesse caso, teriam outros fatores condicionantes que estariam influenciando a variável dependente, mas que não estão sendo levados em consideração no modelo da equação do conjunto de variáveis explicativas, por não serem absolutamente observáveis ou quantificáveis (LOUREIRO E COSTA, 2009).

Induzindo o problema da heterogeneidade não-observada, a equação (4) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + c_i + u_{it} \quad (5)$$

em que  $c_i$  representa a heterogeneidade não-observada em cada unidade observacional (no presente caso, cada estado) constante ao longo do tempo.

Se a heterogeneidade não-observada ( $c_i$ ) apresentar correlação com qualquer variável em  $X_{it}$  e tentar aplicar o modelo tradicional por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), nesse caso as estimativas serão não só viesadas, como também inconsistentes (WOOLDRIDGE, 2002).

#### 4.1.3 Modelo efeito fixo

No intuito de estimar a equação (1) de forma consistente, a abordagem mais usual no contexto de dados longitudinais é a de Efeitos Fixos. Nesse método de estimação, a ideia é eliminar o efeito não-observado,  $c_i$ . A estimação é feita considerando que existe heterogeneidade entre os indivíduos e que ela é captada pela constante de modelo, que é diferente de indivíduos para indivíduos. Ou seja, supõe-se que o intercepto varia de um indivíduo a outro, mas é constante ao longo do tempo.

O modelo de Efeitos Fixos é representado pela expressão abaixo:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it} \quad (6)$$

em que  $\alpha_i$  representa a constante que é diferente para cada indivíduo e capta as diferenças que são invariantes no tempo.

Neste estudo foram utilizados dois modelos para cada efeito, sendo que as análises serão realizadas para os efeitos fixos. O modelo 1 compreende a seguinte equação:

$$\ln TMI_{it} = \alpha_i + \beta_0 \ln gini + \beta_2 \ln renpercapit + \beta_3 \ln anos estud + u_{it} \quad (7)$$

Onde:

$\alpha_i$  = intercepto

$\beta_0 \ln gini$  = elasticidade do índice de gini

$\beta_2 \ln renpercapit$  = elasticidade da renda *per capita*

$\beta_3 \ln anos estud$  = elasticidade dos anos estudos das mulheres com 25 anos

Já o modelo 2 compreende a seguinte equação:

$$\ln TMI_{it} = \alpha_i + \beta_0 \ln cbrpsf + \beta_1 \ln saneasan + \beta_2 \ln agini + u_{it} \quad (8)$$

$\alpha_i$ = intercepto

$\beta_0 \ln cbrpsf$  = elasticidade da cobertura do Programa Saúde da Família nos estados nordestinos

$\beta_2 \ln saneasan$  = elasticidade dos domicílios com saneamento sanitário

$\beta_3 \ln gini$  = elasticidade da desigualdade de renda

#### 4.1.4 Modelo de efeitos aleatórios

A estimação no modelo de Efeitos Aleatórios é realizada avaliando o efeito não-observado  $c_i$ , que é posto junto com o termo de erro estocástico,  $u_{it}$ . Considerando a heterogeneidade dos indivíduos como sendo parte integrante do termo de erro. O modelo é representado da seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + (c_i + u_{it}) \quad (9)$$

em que  $\alpha_i = \alpha + c_i$  e  $c_i$  representam o efeito aleatório individual não observável. Ou seja, os modelos de efeitos aleatórios consideram a constante não mais como sendo parâmetro constante, mas como um parâmetro aleatório não observável.

Assim, a principal diferença entre os dois modelos está no fato de que o modelo de efeitos fixos considera que as diferenças entre os indivíduos são captadas na parte constante, enquanto que, no modelo de efeitos aleatórios, essas diferenças são captadas no termo de erro.

#### 4.1.5 Teste de Hausman

A escolha da abordagem entre os dois efeitos (Efeito fixo e Efeito aleatório) será definida pelo teste de Hausman. O teste de Hausman é um teste de especificação de referência para inferir sobre a endogeneidade dos repressores. Podendo ser utilizado noutro contexto, o teste de Hausman procura comparar estatisticamente dois estimadores  $\hat{\beta}_{EF}$  e  $\hat{\beta}_{EA}$  para o mesmo modelo de vetor de parâmetros  $\hat{\beta}$ .

Seja  $\hat{\beta}_{EF}$  o vetor de estimativas de efeitos fixos e  $\hat{\beta}_{EA}$  o vetor de estimativas de efeitos aleatórios, sob a hipótese nula de:

$H_0: \hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA} = 0$  (i.e efeitos aleatórios é válido), a estatística:

$$H = [\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}]' [V(\hat{\beta}_{EF}) - V(\hat{\beta}_{EA})]^{-1} [\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}] \quad (10)$$



Possui distribuição  $\chi^2$  com  $K-1$  graus de liberdade. Se a probabilidade do qui quadrado não exceder a 5%, devemos utilizar efeitos fixos (hipótese alternativa), ao invés do modelo de efeitos aleatórios (hipótese nula).

Assim sendo, o Teste de Hausman determina qual o modelo adequado para cada estimação. O Modelo de Efeitos Fixos é adequado quando a estatística do teste rejeita a hipótese nula. Não obstante, o Modelo de Efeitos Aleatórios é o melhor modelo quando aceita a hipótese nula do Teste de Hausman.

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os estimadores da equação (7 e 8) foram estimados usando um modelo linear de dados em painel, em que, após a realização do teste de Hausman (10), identificou-se que a estimação por efeito fixo é a mais adequada para a presente estrutura dos dados. Ao rejeitar a hipótese nula, o modelo de efeitos fixos é o mais apropriado para explicar as variações na redução da taxa de mortalidade infantil. A diferença entre os estimadores obtidos pelos dois métodos revela esse resultado. Logo, análise dará ênfase aos estimadores de efeitos fixos.

A Tabela 1 apresenta a regressão para um painel de dez anos (2001 a 2011), no qual foram considerados todos os estados nordestinos. Os resultados mostram que as elasticidades do Gini, Renda *per capita* e anos de estudos apresentaram significância estatística de 1%, bem como exibiram os sinais esperados.

Conforme o esperado, a elasticidade do índice de Gini ( $Lngini$ ) apresentou o sinal esperado (+), e foi significativa a 1%. Essa variável positiva mostra que a desigualdade de renda contribui para o aumento da TMI, o que pode ser observado para os estados brasileiros no período em análise. Esse resultado corrobora com os estudos de Silva (2015), Campelo (2013), Andrade *et al* (2013), Wilkinson e Pickett (2006) e Marmont (2002).

As demais variáveis (renpercapit e anos de estudos) condicionantes da redução da TMI também tiveram sinais conforme a literatura empírica. A variável renda *per capita* foi utilizada para demonstrar que a pobreza familiar é um dos fatores condicionantes da TMI, o que pode ser confirmado na análise de países e regiões com menor renda *per capita* (WORD BANK, 2013). No período de 1993 a 2003 as evidências empíricas comprovam que renda *per capita* é um contributivo para o aumento da TMI, onde foi possível estimar que o maior número de óbitos infantis se deu em famílias cujas mães tinham menor renda (GARCIA; SANTANA, 2011).

**Tabela 1** – Estimação dos efeitos fixos e dos efeitos aleatórios da redução da TMI para o Brasil, 2001-2011.

Estimadores	<i>Modelo 1</i> (Efeito fixo)****	<i>Modelo 1</i> (Efeito aleatório)
Constante $\beta_0$	8.971571 (0.5935465)	8.677781 (0.5996538)
<i>Lngini</i>	1.085278* (0.33910877)	1.503223* (0.3757278)
<i>Lnrenpercapit</i>	-0.6048298* (0.1740236)	-0.6372609* (0.1652707)
<i>Lnanosestud</i>	-0.9294126 * (0.3407084)	-0.5101073*** (0.3128572)
$R^2$	0.8840	0.8512
$N$	99	99
<i>Test Hausman Chic</i> <sup>2</sup>	Prob Chic <sup>2</sup> = 0,000<5%	

Fonte: Resultados obtidos pelos autores a partir dos dados do IPEADATA, DATASUS e PNADs de 2001 a 2011. Obs: (i) Os valores entre parênteses são os desvios padrão (ii) \*Indica nível de significância de 1% (iii)\*\* Indica nível de significância de 5%. (iv) \*\*\* Indica nível de significância de 10%. (v) \*\*\*\*Modelo a ser analisado (Efeito Fixo).

A determinação da TMI via a renda *per capita* e a escolaridade corrobora com estudos da literatura especializada, onde revela que o maior número de óbitos infantil se dá em famílias de renda baixa, e nas famílias em que as mães possuem uma baixa escolaridade. Esse dado assume saliência uma vez que a escolaridade materna é tida como um indicador da condição socioeconômica da mãe e de sua família, relacionando-se nesse contexto com o perfil cultural e comportamental, ligados aos cuidados de saúde, agindo como importante determinante da mortalidade infantil (MAIA, SOUSA E MENDES 2012).

O presente estudo corrobora os resultados encontrados por Macinko et al (2006) em estudo ecológico incluindo 537 microrregiões no Brasil, no qual depois de controlarem outros determinantes da saúde, observaram que um aumento de cobertura de PSF em 10% acarretava uma queda de 0,45% na taxa de mortalidade infantil, além da renda *per capita*, e anos de estudo das mães, além de confirmar a hipótese que em áreas não cobertas pelo PSF há uma maior ocorrência de óbitos infantis (LIRA ET AL, 2004)

As estimações das elasticidades dos anos de estudo Tabela 1 pelo efeito fixo (modelo 1) foi de (-0.9294126), enquanto que o índice de gini, renda *per capita*, foram respectivamente de (1.085278) e (-0.6048298). Tais evidências comprovam que o aumento de 1% da escolaridade das mães provoca uma redução de -0,92% da TMI, assim como a renda *per capita* (0,60%), já a desigualdade de renda provoca um acréscimo de 1,08% na TMI.

Os resultados indicam que a variável de maior impacto no modelo 1 (Tabela 1) é o índice de Gini seguido dos anos de estudo das mães. Dessa forma, tais dados servem para auxiliar o processo de elaboração de políticas públicas de combate da redução da TMI, haja vista que apresentaram maior impacto na análise (efeito fixo).

A Tabela 2 apresentam os resultados do modelo da equação (8). Foi estimado também usando o modelo linear de dados em painel, em que, após a realização do teste de Hausman (10), auferiu-se que a estimação por efeito fixo por ser mais apropriado para a estrutura dos dados. Ao rejeitar a hipótese nula, o modelo efeitos fixo é o mais apropriado para explicar as oscilações na TMI. Dessa forma, a análise será pautada apenas com os estimadores de efeitos aleatórios.

Os resultados mostram que a elasticidade da Cobertura do Programa Saúde da Família - PSF (*lnnbrpsf*) apresentou significância estatística de 1%, bem como exibiu o sinal esperado. Essa variável negativa valida à hipótese de que o aumento dos investimentos na política pública (PSF) reduz a Taxa de Mortalidade Infantil - TMI.

Tais dados corroboram com Aquino, Oliveira e Barreto (2009) que analisaram o impacto do PSF na redução da TMI nos municípios brasileiros. Segundo os autores após a implantação da política houve uma redução constante da TMI, isso se deu pelo fato de que o PSF inclui um vasto conjunto de ações (promoção do aleitamento materno, pré-natal, neonatal, e ações para a prevenção e tratamento das doenças prevalentes na infância) identificado como intervenções eficazes em saúde para reduzir a TMI.

A variável saneamento sanitário capta os domicílios que possuem saneamento sanitário, ou seja, mostra as condições sanitárias da população, sendo estaticamente significativa para os estado brasileiros. Conforme os dados da Tabela 2, a redução da privação de saneamento básico reduz a TMI nos estados nordestinos. Tais dados corroboram com os estudos de Mendonça e Motta (2005).

**Tabela 2** – Estimacões do Modelo 2 pelo Efeito Fixo e Aleatório

<b>Estimadores</b>	<b>Modelo 2** (Efeito fixo)</b>	<b>Modelo 2 (Efeito aleatório)</b>
<i>Constante</i> $\beta_0$	4.448829 (0.2776867)	4.815569 (0.287299)
<i>lnnbrpsf</i>	-0.238795* (0.0488216)	-0.2347485* (0.0482259)
<i>lnsaneasan</i>	-0.5329814* (0.0701439)	-0.3641514* (0.0673575)
<i>lngini</i>	1.224265* (0.3868211)	1.706689* (0.4111895)
$R^2$	0.7755	0.7639
<i>N</i>	99	99
<i>Test Hausman Chic</i> <sup>2</sup>	0,000<5%	

Fonte: Resultados obtidos pelos autores a partir dos dados do IPEADATA, DATASUS e PNADs de 2001 a 2011. Obs: (i) Os valores entre parênteses são os desvios padrão (ii) \*\*Indica nível de significância de 1% (iii)\*\* Modelo a ser analisado (Efeito Fixo)

As variáveis que causaram maior impacto no modelo 2 (efeitos fixos) foram: índice de Gini, e saneamento sanitário nos domicílios. Os resultados foram respectivamente (1.224265), seguido da variável saneamento sanitário com impacto de (-0.5329814). Ou seja, um aumento de 1% da na desigualdade de renda provoca um aumento de 1,22% da TMI, bem como, o aumento de 1% de saneamento básico causa uma redução de -0,53% na TMI dos estados nordestinos.

## 6 CONCLUSÃO

O objetivo do artigo foi analisar os fatores determinantes da redução da Taxa de Mortalidade Infantil – TMI nos estados nordestinos no período de 2001 a 2011. A metodologia empregada utilizada consistiu na estimação de uma equação linear, na qual a variação da redução da TMI é explicada por características socioeconômicas como: cobertura do Programa Saúde da Família, índice de Gini, renda *per capita*, anos de estudos das mulheres com 25 anos médios de estudo ou mais, e domicílios com acesso a condição de saneamento sanitário para um painel de dados com os 9 estados da região Nordeste, no período de 10 anos que compreende de 2001 a 2011.

Em geral, os resultados mostraram que a redução da TMI está intrinsecamente relacionada às políticas públicas de combate as condições socioeconômicas do país, região, estados e municípios. Revelou que políticas públicas de combate da desigualdade de renda são mais eficientes na redução da TMI do que a própria política vigente (PSF), bem como políticas de combate a pobreza e de acesso à educação são fatores condicionantes a redução da TMI, e por fim políticas que expandam o saneamento básico.

Dessa forma, infere-se que a redução da desigualdade de renda, do aumento na renda *per capita*, ampliação à educação e saneamento compõe uns dos principais determinantes da Taxa de Mortalidade Infantil. Se políticas públicas não forem criadas com base nessas evidências empíricas, corre o risco de uma estagnação da TMI.

As evidências deste estudo contribuem para o debate sobre as tendências futuras da TMI nos estados brasileiros. Os resultados indicam que a medida que há aumentos de investimentos no PSF, e em políticas públicas e/ou programas que reduzam a desigualdade de renda, que aumente a renda *per capita*, expanda o acesso à escolaridade e saneamento, a TMI reduz de forma altamente significativa.

Portanto, os resultados dessa pesquisa podem ser utilizados para o planejamento e/ou formulação de políticas públicas voltadas para o desenvolvimento e crescimento socioeconômico como estratégia de redução da TMI. Uma vez detectada os fatores determinantes da TMI.

Cabe ainda resaltar que outros fatores devem ser considerados na análise para futuros trabalhos, a exemplo nos municípios brasileiros no mesmo período do presente estudo, e/ou pra outras regiões, e por fim nos municípios de cada Estado.

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, Wanessa da Silva de; SZWARCOWALD, Célia Landmann. Mortalidade infantil e acesso geoGráfico ao parto nos municípios brasileiros. *Rev. Saúde Pública, São Paulo* , v. 46,n. 1,Febr. 2012 .

ALVES, Denisard; BELLUZZO, Walter. Child Health and Infant Mortality in Brazil. **Economics & Human Biology**, Volume 2, Issue 3, December 2004, Pages 391-410

ANDRADE, M. V.; NORONHA, K. V. M. S.; MENEZES, R. M.; SOUZA, M. N.; REIS, C. B.; MARTINS, R. M. Desigualdade Socioeconômica no acesso aos serviços de saúde no Brasil: Um Estudo Comparativo entre as Regiões Brasileiras em 1998 e 2008. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 4, pp. 623-645, 2013.

AQUINO, Rosana, OLIVEIRA, Nelson F. de; BARRETO, Mauricio L. Impact of the Family Health Program on Infant Mortality in Brazilian Municipalities. **American Journal of Public Health**, January 2009, Vol 99, No. 1.

BLOOM, David E; CANNING, David, SEVILLA, Jaypee. The effect of Health on economic Growth: A Production Function Approach. **World Development**, Vol. 32, No. 1, pp. 1–13, 2004

CAMERON, A.C. TRIVEDI, P.K **Microeconometrics methods and applications**. Cambridge: University Press, 2005.

CAMPELO, G. L. **Três Perspectivas sobre a Pobreza no Brasil: armadilha da pobreza nutricional, infraestrutura e pobreza, subnutrição e mortalidade infantil**. 101 fls. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2013. Disponível em: [http://www.repositorio.ufc.br/bitstream/riufc/9492/1/2013\\_tese\\_glcampelo.pdf](http://www.repositorio.ufc.br/bitstream/riufc/9492/1/2013_tese_glcampelo.pdf). Acesso em: 18 mar. 2015.

CASTELLANOS, P. L., **Sistemas nacionales de vigilancia de la situación de salud segun condiciones de vida y del impacto de las acciones de salud y bienestar**. 1991. s.l.: Organización Panamericana de la Salud/Organización Mundial de la Salud.

DATASUS - Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde. **Indicadores de Saúde**. Disponível em <<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php>>. Acesso em 20. mar. 2015.

GARCIA, Leila Posenato; SANTANA, Lúcia Rolim. Evolução das desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil no Brasil, 1993-2008. **Ciênc. saúde coletiva**, Rio de Janeiro , v. 16,n. 9, Sept. 2011.

GUIMARÃES, Maria José Bezerra; MARQUES, Neusa Maria; MELO FILHO, Djalma Agripino; SZWARCOWALD, Célia Landman. Condição de vida e mortalidade infantil: diferenciais intra-urbanos no Recife,Pernambuco, Brasil. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 19(5):1413-1424, set-out, 2003.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Mortalidade até cinco anos de idade (por mil nascidos vivos)**. 2015. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 20 Fev, 2015.

KON A. **Economia dos serviços: teoria e evolução no Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier; 2004.

LIRA KP, Ratis CAS, FARIAS MMC, GOMES SF, CORTEZ MR. PSF como estratégia de controle dos óbitos infantis por causas evitáveis no Recife (2000 a 2003). In: **VI Congresso Brasileiro de Epidemiologia. Livro de Resumos [CD-ROM]**. Olinda: Abrasco; 2004.

LOUREIRO, A.; COSTA, L. **Uma breve discussão sobre os modelos com dados em painel**. Nota técnica nº 37. Fortaleza: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). 2009. Disponível em: <[http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/notas\\_tecnicas/NT\\_37.pdf](http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/notas_tecnicas/NT_37.pdf)>. Acesso em: 18. mar. 2015.

LOURENÇO, Eloísio do Carmo; GUERRA, Luciane Miranda; TUON,Rogério Antonio; SILVA,Sandra Maria Cunha Vidal; AMBROSANO,Glaucia Maria Bovi; CORRENTE, José Eduardo;CORTELLAZZI, Karine Laura;VAZQUEZ,Fabiana de Lima; MENEGHIM, Marcelo de Castro; PERREIRA, Antonio Carlos. Variáveis de impacto na queda da mortalidade infantil no Estado de São Paulo, Brasil, no período de 1998 a 2008. **Ciênc. saúde coletiva**, Rio de Janeiro , v. 19, n. 7, July 2014.

MACINKO J, Guanais FC, SOUZA, MFM. An evaluation of impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. **J Epidemiol Community Health** 2006; 60(1):13-19.

MAIA, Livia Teixeira de Souza; SOUZA, Wayner Vieira de; MENDES, Antonio da Cruz Gouveia. Diferenciais nos fatores de risco para a mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras: um estudo de caso-controle com base no SIM e no SINASC. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 28(11):2163-2176, nov, 2012

MARMOT, M. The influence of income on health: views of an epidemiologist. **Health Affairs**, 21(2), p. 31-46, 2002.

MENDONÇA, Mario Jorge. Cardoso de; MOTA, Ronaldo Seroa da. **Saúde e Saneamento No Brasil**. Rio de Janeiro. IPEA, texto para discussão, 1081, Brasília, 2005.

MOMBELLIL, Mônica Augusta Mombelli; SASS, Arethusa Sass; MOLENA, Carlos Alexandre F; TÉSTON, Elen Ferraz; MARCON, Sonia Silva. Fatores de risco mortalidade infantil em municípios do Estado do Paraná, de 1997 a 2008. **Rev Paul Pediatr** 2012;30(2):187-94.

MONTEIRO CA, SZARFARC SC. Estudo das condições de saúde das crianças no município de São Paulo, SP, 1984-1985. **Rev. Saude Publica** 1987;21:255-60.

NORONHA, Kenya Valeria Micaela de Souza; ANDRADE, Monica Viegas. O efeito distribuição de renda sobre o estado de saúde individual no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico - PPE Brasília** v.37 n.3 dez 2007.

NISHIMURA, Fábio Nobuo; SAMPAIO, Breno Ramos. Efeito do Programa “Pacto pela redução da Mortalidade Infantil” no Nordeste e na Amazônia legal. In: XLII Encontro Nacional de Economia 42, Associação Nacional dos Centros de Pós – graduação em Economia ANPEC – 2014, Natal, RN, **Anais**. XLI Encontro Nacional de Economia, 2014.

PAIM, J. S. & COSTA, M. C. N. Decréscimo e desigualdade da mortalidade infantil: Salvador, 1980-1988. 1993. **Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana**,114:415-428.

PALLONI A. Mortality in Latin America: emerging patterns. **Popul Dev Rev**. 1981;7(4):623-49.

POSSAS, C. A. **Epidemiologia e Sociedade – Heterogeneidade Estrutural e Saúde no Brasil**. 1989.São Paulo: Editora Hucitec.

SACHSIDA, A., LOUREIRO, P. R, A. e MENDONÇA, M. J. C. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2,p. 249-265, 2004.

SANTANA, Isadora Porte; SANTOS, Jamille Moura dos; COSTA, Josane Rosenilda da; OLIVEIRA, Rosana Rosseto de; ORLANDI, Márcia Helena Freire; MATHIAS, Thais Aidar de Freitas Mathias. Aspectos da mortalidade infantil, conforme informações da investigação do óbito. **Acta Paul Enferm** . São Paulo, 2011; 24(4): 556-62.

SERRA, Rodrigo A. Moreno. Uma Avaliação Empírica do Impacto do Programa Saúde da Família sobre a saúde infantil no Estado de São Paulo. In: PIOLA, Sérgio Francisco; JORGE, Elias Antonio (Org). **Economia da Saúde :1º Prêmio Nacional – 2004 : coletânea premiada Brasília: IPEA, 2005. p. 79-112.**

SILVA, Andréa Ferreira da. **Ensaio sobre a pobreza no Brasil**.96 fls.Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará – UFC, 2015.Disponível em: [http://www.teses.ufc.br/tde\\_busca/arquivo.php?codArquivo=13622](http://www.teses.ufc.br/tde_busca/arquivo.php?codArquivo=13622). Acesso em: 18.mar.2015.

SILVA, Carla Conceição de Lima; JUSTO, Wellington Ribeiro. **Determinantes da mortalidade infantil no Ceará no período 1991-2000: Uma Abordagem em Dados em Painel**. Disponível em: [http://www.ipece.ce.gov.br/economia-do-ceara-em-debate/v-encontro/artigos/DETERMINANTES%20DA%20MORTALIDADE%20INFANTIL%20NO%20CEARA%20NO%20PERIODO%201991\\_2009.pdf](http://www.ipece.ce.gov.br/economia-do-ceara-em-debate/v-encontro/artigos/DETERMINANTES%20DA%20MORTALIDADE%20INFANTIL%20NO%20CEARA%20NO%20PERIODO%201991_2009.pdf). Acesso em: 18.mar.2015.

SILVA, Maria Lúcia Garcia Moita Marcondes da. **Evolução da mortalidade infantil no município de São Paulo no período de 2000 a 2007**. 102 fls. Dissertação (Mestrado em Saúde Pública) – Universidade de São Paulo, USP, 2010. Disponível em: <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/6/6132/tde-28102010-172100/pt-br.php>. Acesso em: 18.mar.2015.

SILVA, Vera Lucia Schmidt da; SANTOS, Iná S; MEDRONHA, Nélida Souza; MATIJASEVICH, Alicia. Mortalidade infantil na cidade de Pelotas, estado do Rio Grande do Sul, Brasil, no período 2005-2008: uso da investigação de óbitos na análise das causas evitáveis. **Epidemiol. Serv. Saúde**, Brasília, 21(2):265-274, abr-jun 2012.

SOUSA, Tanara Rosângela Vieira; LEITE FILHO, Paulo Amilton Maia. Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro. **Rev Saúde Pública**. São Paulo, 2008; 42(5):796-804.

THE WORDL BANK. Disponível em:<[HTTP://www.worldbank.org/](http://www.worldbank.org/)>. Acesso em: 20. Fev. 2015.

WIECZORKIEWICZ, Adriana Moro. **Indicadores de mortalidade infantil e sua relação com a vulnerabilidade social das famílias nos municípios da 25ª SDR de SC**. 118 fls. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional) – Universidade do Contestado – UNC. Canoinhas, SC, 2012. Disponível em: [http://www.unc.br/mestrado/editais/Dissertacao\\_Adriana\\_Moro.pdf](http://www.unc.br/mestrado/editais/Dissertacao_Adriana_Moro.pdf). Acesso em: 15 mar.2015.

WILKINSON, R.G.; PICKETT, K. E. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. **Social Science & Medicine**, 62(7), p. 1768-1784, 2006.

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

YUNES, Garcia N.M, ALBUQUERQUE, B.M. Monoparentalidade, pobreza e resiliência: entre as crenças dos profissionais e as possibilidades da convivência familiar. **Psicol Reflex Crit** 2007; 20:444-53.



# MAPEAMENTO DE AGLOMERAÇÕES PRODUTIVAS NOS TERRITÓRIOS DA CIDADANIA NO ESTADO DO CEARÁ

Daniel de Oliveira Sancho<sup>11</sup>; Kilmer Coelho Campos<sup>12</sup>; José Cesar Vieira Pinheiro<sup>13</sup>; Robério Telmo Campos<sup>14</sup>

## RESUMO

Objetivou-se identificar o nível de concentração produtiva de aglomerações produtivas de diferentes setores da economia nos Territórios da Cidadania no Estado do Ceará. Quatro territórios do Estado do Ceará foram abordados: Vale do Curu e Aracatiáçu, Sertão de Canindé, Sertão Central e Inhamuns Crateús. Utilizou-se o instrumental de indicadores locais (quociente locacional, participação relativa e o índice de *Hichmann-Herfindahl*) para identificar os pontos potenciais de existência destas estruturas. Posteriormente, utilizou-se o instrumental de análise fatorial, necessário ao condensamento dos indicadores em um único índice, chamado de índice de concentração produtiva – ICP. Com isso, foi possível localizar o potencial de cada município em relação à existência de concentração produtiva dos setores selecionados: Agropecuário, Pesca e aquicultura e Indústria de transformação. Percebeu-se um significativo potencial de existência dessas estruturas na maior parte dos territórios do Vale do Curu e Aracatiáçu e Inhamuns Crateús.

**Palavras-chave:** Concentração Produtiva, Indicadores Locacionais, Aglomerações, Análise Fatorial, Ceará.

## ABSTRACT

The aim identify the level of productive concentration of productive settlements of different sectors of the economy in the citizenship territories in the State of Ceará. Four territories of the State of Ceará were addressed: Curu Valley and Aracatiáçu, Caninde Hinterland, Hinterland and Central Inhamuns Crateús. We used the instrumental of locational indicators (location quotient, and the relative share Hichmann-Herfindahl index) to identify potential points of existence of these structures. Subsequently, we used the instrumental factor analysis, necessary for condensing the indicators into a single index, called the concentration index productive - ICP. Thus, it was possible to locate the potential of each municipality in relation to the existence of concentration selected productive sectors: Agriculture, Fishing and aquaculture and processing industry. We noticed a significant potential existence of these structures in most territories Valley Curu and Aracatiáçu and Inhamuns Crateús.

**Keywords:** Concentration Productive, Locational Indicators, Agglomerations, Factor Analysis, Ceará.

---

<sup>11</sup> Professor da Faculdade Cearense (FAC) e Mestre em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: daniel.economia@gmail.com

<sup>12</sup> Professor Adjunto III do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: kilmer@ufc.br

<sup>13</sup> Professor Associado IV do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: jcvpinhe@ufc.br

<sup>14</sup> Professor Titular do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: roberio@ufc.br

## 1. INTRODUÇÃO

A importância das MPE na economia mundial já é notável e extremamente relevante. Tanto os Países desenvolvidos quanto aqueles em desenvolvimento apresentam indicadores semelhantes quando o assunto é a relevância da participação das MPE na economia do País. Para o Brasil, a história não é diferente, segundo dados do Serviço de Apoio às Micro e Pequenas Empresas - SEBRAE (2004), estima-se que este segmento represente algo em torno de 98% das empresas formais do País e 56% dos empregos legais.

A importância das micro e pequenas empresas reflete com maior intensidade na economia dos Estados brasileiros através daqueles municípios que não dispõem de grandes empresas industriais, comerciais ou do setor de serviços. Nesses municípios, elas chegam a ser responsáveis por 100% dos empregos e ocupações existentes.

Pesquisas do SEBRAE (2004) apontam que o índice de mortalidade das empresas mais novas, até dois anos, vem diminuindo graças às aglomerações de empresas em determinados territórios. Este fator, apesar de relevante e intuitivo, no sentido de que todos os empresários já possuem essa consciência de melhoria, não se configura necessariamente em um comportamento planejado por parte desses agentes. O que ocorre em muitos casos é que a proximidade espacial entre as empresas geram fatores externos positivos (e negativos) perceptíveis para as demais empresas.

Desta forma, o reconhecimento de que as MPE representam importante ferramenta para o crescimento e desenvolvimento regional, configurando-se como grande motor capaz de impulsionar o País para o caminho do desenvolvimento, torna inquestionável o fato de buscar incentivos e meios para que as MPE possam continuar mantendo esse percurso. Segundo Cassarotto e Pires (2001), quando se fala em negócios e não mais em fábricas isoladas, uma forma de diminuir os riscos e ganhar sinergia é a formação de alianças e redes entre empresas, especialmente as pequenas. Com a presença dessas redes, o primeiro impacto visível ocorre na esfera da dimensão econômica do desenvolvimento, através da geração de oportunidades de empregos ligados a atividades que são complementares à desenvolvida, reduzindo o nível de pobreza local.

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2010), a região Nordeste do Brasil é considerada a mais pobre do País, sendo esta a maior destinatária de auxílio renda por parte do Governo Federal. Como exemplo, tem-se o Programa Bolsa Família – PBF (programa de transferência direta de renda com condicionalidades que

beneficiam famílias em situação de pobreza e de extrema pobreza em todo o País), que, em 2007, registrou uma participação de 50,47% dos recursos para o Nordeste, sobretudo nas regiões interioranas, isto é, aquelas que não competem com as capitais (MARQUES, 2005).

A falta de geração de oportunidades para a camada mais pobre da população se traduziu, em alguns anos, em um efeito migratório para as grandes metrópoles do País em busca de empregos e melhores condições de vida, acarretando outros problemas nas grandes cidades.

Uma das atitudes tomadas para atenuar os referidos problemas, foi iniciar um processo de industrialização por meio de incentivos fiscais, direcionando algumas indústrias para as regiões menos favorecidas, de modo a gerar renda e melhores condições de vida. Porém, o processo de implantação dessas indústrias não significava, necessariamente, em uma criação de “laços” com as regiões endereçadas, pois há casos em que determinada empresa abandona o território tão logo terminem os incentivos.

Essa falta de criação de “laços”, para promoção eficaz do desenvolvimento, fez com que se buscasse uma nova perspectiva para a elaboração de meios que pudessem fazê-los com maior precisão, chamada de perspectiva endógena. Através dela, procura-se identificar as forças presentes em cada região para, assim, potencializá-las, fazendo com que a forma de desenvolvimento que emerge seja fruto da própria capacidade regional. Desta forma, identificar o potencial regional/territorial significa abrir caminhos para esse crescimento e desenvolvimento sob uma perspectiva sustentável, permitindo maior nível de produtividade, através da governança<sup>15</sup> e do empoderamento<sup>16</sup> que já existem, bem como melhor orientação de ações de intervenção que sejam capazes de potencializar as atividades.

Na literatura, encontram-se diversos estudos relacionados à questão do desenvolvimento regional. Em particular, existem as diversas formas de aglomerações de micro e pequenas empresas/indústrias (MPE) que proporcionaram benefícios para além de seus muros, atingindo também o território em que estão inseridas, gerando emprego, renda, valores e criando “laços”. Com este foco, ressalta-se a importância das aglomerações de MPE como agentes de desenvolvimento local/regional, sendo preciso manter um ambiente

---

<sup>15</sup> Diz respeito aos diferentes modos de coordenação, intervenção e participação nos processos de decisão dos diferentes atores - o Estado, em seus vários níveis, empresas, cidadãos e trabalhadores, organizações não governamentais etc. - e das diversas atividades que envolvem a organização dos fluxos de produção e comercialização, assim como o processo de geração, disseminação e uso de conhecimentos. (AQUINO, 2006).

<sup>16</sup> Empoderamento significa em geral a ação coletiva desenvolvida pelos indivíduos quando participam de espaços privilegiados de decisões, de consciência social dos direitos sociais. Essa consciência ultrapassa a tomada de iniciativa individual de conhecimento e superação de uma situação particular (realidade) em que se encontra, até atingir a compreensão de teias complexas de relações sociais que informam contextos econômicos e políticos mais abrangentes.

favorável para surgimento, crescimento e desenvolvimento destes novos empreendimentos pois, segundo o SEBRAE (2004), estes são responsáveis por 56% dos empregos legais, isto é, apenas o que é registrado; porém, sabe-se que existe ainda um universo de MPE empregando, direta ou indiretamente, um número expressivo de pessoas. Assim, as aglomerações tem se mostrado grande aliada para o “desenvolvimento” e crescimento destes estabelecimentos e de seu território.

Sabe-se que o impacto social e econômico destas estruturas é muito forte nas regiões que as abrigam, tornando-as importantes ferramentas fomentadoras do desenvolvimento regional. Mapeá-las e hierarquizá-las é de grande relevância para que as instituições responsáveis possam formular ações efetivas para o desenvolvimento das mesmas.

Assim, objetivou-se neste estudo, identificar o nível de concentração produtiva de aglomerações produtivas de diferentes setores da economia nos Territórios da Cidadania no Estado do Ceará. Especificamente, buscou-se identificar aglomerações produtivas potenciais e consolidadas de diferentes setores da economia, no Estado do Ceará, a partir de indicadores locacionais; e hierarquizar os municípios dos Territórios da Cidadania no Estado do Ceará a partir da elaboração de Índice de Concentração Produtiva (ICP).

## **2. REFERENCIAL TEÓRICO**

Com a abertura comercial dos Países em desenvolvimento na década de 1990 e o crescente advento da globalização nos mercados mundiais, intensificou-se a competição do capitalismo no ambiente globalizado, conduzindo o sistema para um processo de reorganização capitalista, que envolveria fragmentação ou dispersão geográfica das atividades econômicas, colocando para os agentes econômicos a necessidade crescente de maior cooperação entre as firmas que operam nas diversas cadeias de produtos. Este fenômeno envolveu o surgimento de uma competição por meio de aglomerados a partir da formação de encadeamentos estratégicos entre firmas, como forma de assegurar a competitividade.

Estas aglomerações devem ser compreendidas como mecanismos compostos por agentes econômicos locais que atuam na promoção e desenvolvimento de “territórios localizados”. Observe que quando se trata de territórios localizados, chama-se atenção para as diversas particularidades existentes em cada território - particularidades estas que são de caráter tangíveis e intangíveis, que retratam condições culturais, de saúde e educação, mão de obra qualificada ou não, e até mesmo como é tratada a questão histórica da confiança entre os agentes. Tais variáveis impactam diretamente na forma e na estrutura de formação e

manutenção destes sistemas produtivos, isto é, mesmo que dois arranjos trabalhem o mesmo produto com igual aparato técnico, as demais variáveis os tornarão distintos.

Segundo Porter (1998), aglomerados são agrupamentos geograficamente concentrados de empresas inter-relacionadas e instituições correlatas em uma mesma área, vinculadas por elementos comuns e complementares. Em decorrência da evolução ocorrida nos aglomerados, diversas foram as nomenclaturas (*Milieu Innovateur*, polos de crescimento, *clusters* e arranjos produtivos locais) que surgiram para melhor tentar explicar o que ocorria interna e externamente, tanto com o aglomerado, como o território que o abrigava.

O *Milieu Innovateur* se caracteriza por ser um conjunto de elementos de complexa interação. Engloba em sua estrutura elementos materiais, como firmas e infraestrutura, elementos de capital humano, e elementos institucionais, que corresponde a regras e a estrutura legal. Toda esta complexa rede de interações é direcionada ao desenvolvimento de inovações. Nessas linhas, percebe-se que a firma não pode ser considerada como um agente isolado no processo de inovação, mas sim, como um elemento ativo e participativo de um ambiente sistêmico com capacidade inovativa.

Toda a interação é representada por vínculos entre as firmas, clientes, organizações de P&D, sistema educacional e demais autoridades que interagem de forma cooperativa (CASSIOLATO; LASTRES, 2005).

A teoria sobre os Polos de Crescimento foi desenvolvida pelo economista francês François Perroux, que elaborou sua teoria em 1955, quando estudou a concentração industrial na França, em torno de Paris, e na Alemanha, ao longo do Vale do Ruhr (PERROUX, 1967).

É característico de qualquer polo de crescimento estabelecer uma forte identificação geográfica, porque é produto das economias de aglomeração geradas pelos complexos industriais<sup>17</sup>, liderados pelas indústrias motrizes. Resultará em uma forma de polo de crescimento quando for liderado por uma ou mais indústrias motrizes, tornando-se um polo de desenvolvimento quando provocar transformações estruturais e expandir o produto e o emprego no meio em que está inserido (PERROUX, 1977).

A ideia de *Cluster* sempre esteve relacionada a quaisquer formas de concentração geográfica de empresas, seja devido às condições de infraestrutura da região, ou à disponibilidade de recursos naturais, humanos ou de capital. De fato, referem-se a várias formas organizacionais, onde cada uma apresenta uma única trajetória de desenvolvimento, princípios organizacionais e problemas específicos. Originam-se como aglomerações

---

<sup>17</sup> Um complexo industrial é um conjunto de atividades ligadas por relações de insumo-produto.

espontâneas das firmas ou os agentes locais são induzidos através da formulação de políticas públicas a se organizarem na forma de *clusters*.

Os primeiros estudos que tratavam do conceito de *cluster* foram realizados pelo economista Paul Krugman, em 1991, que, utilizando os trabalhos de Marshall, procurou identificar a natureza das externalidades que conduziam a concentração de uma determinada indústria, leia-se um setor industrial. Contudo, Krugman deu maior atenção a geração das externalidades mais do que especificamente a concentração das indústrias, concluindo que a formação de um *cluster* estaria associada somente à geografia econômica (GARCIA; COSTA, 2008), o qual definiu como a simples concentração de firmas numa determinada região.

A literatura considera como Arranjo Produtivo Local (APL) a integração ou organização entre pequenas e médias firmas e/ou a presença de cooperação relacionada à atividade principal do conjunto dessas firmas. A interação ou a cooperação pode se estender até as instituições de ensino, associações de firmas, aos concorrentes, aos fornecedores, aos clientes e também ao governo (CAMPOS, 2004).

O SEBRAE já considera arranjo produtivo as aglomerações de empresas, localizadas em um mesmo território, que atuam em torno de uma mesma atividade produtiva e mantêm vínculos de articulação, interação, cooperação e aprendizagem entre si e com outros atores locais, tais como governo, associações empresariais, instituições de crédito, ensino e pesquisa.

Em geral, a formação dos APLs está vinculada a aspectos tanto históricos de identificação como territoriais, de âmbito regional ou local, a partir de uma mesma base socioeconômica (VECCHIA, 2006).

### **3. METODOLOGIA**

#### **3.1. Área de estudo**

O trabalho tem como ambiente de estudo alguns territórios do Estado do Ceará, os Territórios da Cidadania, lançado em 2008 pelo Governo Federal. Este programa tem como objetivo promover o desenvolvimento econômico e universalizar programas básicos de cidadania por meio de uma estratégia de desenvolvimento territorial sustentável. A participação social e a integração de ações entre Governo Federal, Estados e municípios são fundamentais para a construção desta estratégia.

O programa compreende um total de 120 territórios em todo o País, sendo que o Ceará possui seis territórios engajados, a saber: Território do Sertão Central, Sertão de Canindé,

Sertão dos Inhamuns/Crateús, Vales do Curu e Aracatiaçu, Cariri e Sobral, sendo que este estudo contempla os quatro primeiros territórios.

### **3.2. Identificação de aglomerações produtivas**

Este trabalho procurou estabelecer uma metodologia coerente e que seja capaz de identificar os arranjos produtivos potenciais. Para isto, utilizou-se a metodologia desenvolvida por Crocco (2003) a respeito dos indicadores quantitativos utilizados, tais como: Quociente Locacional, Participação Relativa e o Índice de *Hirschman-Herfindahl* modificado.

Tal metodologia combina três critérios que exprimem a relação de concentração e especialização de uma região em determinado setor de atividade econômica. O Quociente Locacional (QL) é um índice de especialização e foi utilizado para determinar em quais microrregiões essas atividades estão localizadas. Esse quociente ajuda a determinar se uma cidade em particular possui especialização em um setor específico.

O QL é um indicador que procura comparar duas estruturas espaciais segundo os setores de atividade econômica localizados nestes espaços. O numerador define a proporção de empregos de um setor em uma região em relação ao total de empregos da região, o que pode ser considerada como o peso relativo do setor na região considerada. O denominador expressa o peso do emprego em um setor com relação ao emprego total de uma região de referência, no caso, o Ceará.

Assim, a verificação de um QL menor que um ( $<1$ ) indica que a (micro) região tem um grau de especialização menor que o do conjunto, podendo ser o Estado ou o País; quando o QL é igual a 1 ( $=1$ ) é porque o grau de especialização da (micro) região é igual ao do conjunto; e quando o QL é maior do 1 ( $>1$ ) se diz que a (micro) região tem um grau de especialização maior que o do conjunto.

O segundo componente do índice de Concentração (IC) é a Participação Relativa (PR), ou seja, uma proporção que relaciona a importância do setor no município em âmbito Estadual. O indicador varia entre zero e um; quanto mais próximo de um, maior a importância da atividade ou setor  $i$  do município  $j$  no âmbito do Ceará.

O último indicador é o de *Hirschman-Herfindahl* modificado (HHm), elaborado na tentativa de captar em que medida a especialização do setor no município reflete um fenômeno do setor ou da estrutura industrial do município como um todo, isto é, procura captar o real significado do peso do setor na estrutura produtiva local em relação a região econômica de referência.

Tal índice controla a proporção entre empregos em determinado setor presente no município  $j$  com relação ao emprego do mesmo setor em escala estadual. Se algum município apresenta alta proporção de empregos em um setor, mas ao mesmo tempo o emprego no município é relativamente alto, se estará lidando com economias centralizadoras de recursos e muito diversificadas.

Um valor positivo indica que o setor  $i$ , do município  $j$ , na economia referencial (Ceará) está mais concentrado e, portanto, com maior poder de atração econômica, dada sua especialização em tal setor. Este indicador irá possibilitar comparar o peso do setor  $i$ , na região  $j$ , no setor  $i$  do estado, com o peso da estrutura produtiva da região  $j$  na estrutura do estado. Quanto mais próximo da unidade for o índice HHm, maior será o peso do setor  $i$  na região  $j$  em relação ao setor no estado.

### **3.3. Elaboração, transformação e categorização dos resultados do índice de concentração de aglomerações produtivas – ICP**

Os três indicadores descritos fornecem os insumos básicos para a construção de um indicador mais geral e consistente de concentração empresarial ligado a uma atividade ou setor econômico num município, denominado de Índice de Concentração Produtiva (ICP). Para o cálculo deste indicador, somam-se os três indicadores anteriores em uma combinação linear e cada indicador recebe um peso ( $\theta_n$ ), que depende do valor de explicação de cada um. Sua forma é dada por:

$$ICP_{ij} = \Phi_1 QLn_{ij} + \Phi_2 PRn_{ij} + \Phi_3 HHmn_{ij} \quad (1)$$

O estudo realizado por Crocco (2003) utilizou o método de análise de componentes principais para estimar os valores dos pesos do índice. A importância de cada um dos indicadores na determinação do ICP do município é medida pelo grau de explicação que cada um dos indicadores fornece para cada setor especificamente.

Para a obtenção dos pesos ( $\theta$ ) de cada um dos índices, utilizou-se a técnica de análise fatorial com aplicação do método de componentes principais. Através da matriz de correlação das variáveis, a metodologia permitiu conhecer qual o percentual da variância da dispersão total de uma nuvem de pontos, representativa dos atributos aglomerativos, que é explicado por cada um dos três indicadores utilizados.



A análise fatorial procurou analisar a estrutura das inter-relações (correlações) existentes de um determinado número de variáveis, definindo um conjunto de dados comuns (fatores). Esta ferramenta permitiu reduzir os dados (sem grandes perdas), encontrando fatores que, quando interpretados e compreendidos corretamente, são capazes de descrever os dados em um número muito menor de conceitos do que as variáveis originais (HAIR JÚNIOR *et al*, 2005). Esta redução de fator é o que gerará o ICP de determinadas atividades em determinados municípios.

O ICP é um índice cujos resultados se concentram em torno de uma média zero. A amplitude de seus resultados é pequena e sua interpretação se dá entre classificá-lo em abaixo ou acima da média, dado seus valores encontrados como sendo negativo ou positivo, respectivamente.

Em relação às categorias que serão criadas, é preciso fornecer a informação de que cada setor analisado é particular em relação aos demais, isto é, poderão apresentar classificações distintas. Isso acontecerá devido ao fato de que o próprio ICP é ajustado de acordo com os ICP de cada setor em particular, o que significa que eles não serão compatíveis para comparações com outros setores, ou seja, não se poderá comparar o ICP do setor A com o ICP do setor B. Este índice é para informar onde está havendo maior concentração de atividades em determinado setor econômico.

A transformação dos valores do ICP em ICP\* para cada setor foi realizada pela seguinte expressão:

$$ICP^* = \left( \frac{ICP_m - ICP_{min}}{ICP_{max} - ICP_{min}} \right) \times 100 \quad (2)$$

Em que:

$ICP^*$ : Índice de Concentração Produtiva Ajustado;

$ICP_m$ : Índice de Concentração Produtiva do município;

$ICP_{min}$ : Índice de Concentração Produtiva mínimo de determinado setor;

$ICP_{max}$ : Índice de Concentração Produtiva máximo de determinado setor.

Os valores do ICP\* sofrerão uma categorização para que seja mais adequada sua hierarquização. Esta hierarquização classificará os que estão abaixo dos que estão acima da média. A partir deste ponto, passa a existir faixas de modo a classificar o ICP\* entre seus

respectivos potenciais de aglomerações produtivas, sendo classificados como apresentado no Quadro 1.

**Quadro 1** - Categorização dos valores do ICP\*

Valores do ICP*	Classificação
Entre 0 – 19	Não há potencial
Entre 20 – 39	Baixo potencial
Entre 40 – 59	Razoável Potencial
Entre 60 – 79	Bom Potencial
Entre 80 – 100	Ótimo Potencial

Duas observações devem ser feitas em relação à classificação apresentada:

- Adotou-se o critério de que os valores encontrados para o ICP\*, que estejam situados entre 0 e 20, serão classificados em “Não há Potencial” aglomerativo.
- Em todos os casos da classificação, estes devem ser compreendidos como casos potenciais. Tal informação é relevante, pois, o presente trabalho utilizou além de dados secundários fornecidos pela RAIS (restritos a dados formais), dados do IPECE (referentes à produção: subsetores da agricultura e pecuária). Portanto, quando um caso é dito potencial, significa que pode, na melhor das hipóteses, vir a se tornar uma aglomeração produtiva.

O ICP\* está situado em uma escala de 0 a 100, onde zero indicaria a pior situação para a existência de potencial de concentração produtiva; e 100, a melhor situação.

### **3.4. Natureza e fonte dos dados**

Este trabalho utilizou como base de dados para a aplicação da metodologia a Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS/MTE), que possui informações disponíveis para todo o Brasil sobre o estabelecimento empregador e sobre o empregado, a partir dos vínculos empregatícios formalizados em um determinado ano-base (considerando o ano de 2010); e a base de dados do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE (2010), para o setor de agricultura e pecuária, no que diz respeito a produção e efetivo de rebanho (número de cabeças), respectivamente.

Em relação ao emprego, tais informações são disponibilizadas segundo o estoque (número de empregos), a movimentação de mão de obra empregada (admissões e desligamentos), por gênero, por faixa etária, por grau de instrução, por rendimento médio e por faixas de rendimentos em salários mínimos, categorias que podem ser desagregadas até os níveis municipais, de subatividades econômicas (dígitos da Classificação Nacional da

Atividade Econômica – CNAE 2.0), de ocupações profissionais, qualificação dos empregados e outras informações sociais.

Os setores das atividades selecionados para este estudo estão organizados de acordo com suas respectivas categorias, conforme apresentado no Quadro 2.

**Quadro 2 - Setores de atividades selecionados**

<b>AGROPECUÁRIA E PESCA</b>	
<b>SETOR 1</b>	Agricultura e Pecuária
<b>SETOR 2</b>	Pesca e Aquicultura
<b>INDÚSTRIA de TRANSFORMAÇÃO</b>	
<b>SETOR 3</b>	Fabricação de Produtos Alimentícios
<b>SETOR 4</b>	Fabricação de Bebidas
<b>SETOR 5</b>	Preparação de Couros e Calçados
<b>SETOR 6</b>	Fabricação de Produtos de Madeira
<b>SETOR 7</b>	Fabricação de Celulose Papel e Produtos de Papel
<b>SETOR 8</b>	Fabricação de Produtos de Borracha e de Material Plástico
<b>SETOR 9</b>	Fabricação de Produtos de Minerais Não Metálicos
<b>SETOR 10</b>	Metalurgia
<b>SETOR 11</b>	Fabricação de Produtos de Metal Exceto Máquinas E Equipamentos
<b>SETOR 12</b>	Fabricação de Máquinas e Equipamentos
<b>SETOR 13</b>	Fabricação de Móveis

Muitos trabalhadores não se encontram cadastrados no banco de dados da RAIS, principalmente os de setores ligados à agricultura e pecuária. Por este motivo, optou-se pela desagregação deste setor em dois subsetores: Agricultura e Pecuária, em que serão trabalhadas as culturas cultivadas nos territórios, de acordo com os dados de efetivos de rebanhos (número de cabeças) e produção (quantidade em t), disponibilizados pelo IPECE, para o ano de 2010. Os subsetores da Agricultura e Pecuária estão listados no Quadro 3.

**Quadro 3 - Subsetores da agricultura e pecuária selecionados**

<b>Agricultura - Lavoura Permanente</b>	<b>Agricultura - Lavoura Temporária</b>	<b>Pecuária</b>
Abacate	Abacaxi	Bovinos
Algodão arbóreo (em caroço)	Algodão herbáceo (em caroço)	Bubalinos
Banana (cacho)	Amendoim (em casca)	Asininos
Café (em grão)	Arroz (em casca)	Equinos
Castanha de caju	Batata-doce	Muare
Coco-da-baía	Cana-de-açúcar	Suínos
Goiaba	Fava (em grão)	Caprinos
Laranja	Feijão (em grão)	Ovinos
Limão	Girassol (em grão)	Coelhos
Mamão	Mamona (baga)	Aves (Galos, frangas, frangos e pintos)
Manga	Mandioca	Galinhas
Maracujá	Melancia	Codornas
Tangerina	Milho (em grão)	
Uva	Tomate	

A base de dados da RAIS/MTE já foi bastante utilizada por diversos autores para a caracterização de sistemas locais de produção. Sua principal vantagem é justamente a elevada desagregação setorial e geográfica das informações, o que torna possível obter e processar diretamente os dados desagregados, em termos espaciais, até o nível de municípios e, em termos setoriais, até o nível de classes de indústrias da CNAE 2.0. Além disto, a RAIS ainda apresenta um grau relativamente elevado de uniformidade, que permite comparar a distribuição dos setores da atividade econômica ao longo do tempo.

No entanto, a RAIS só trabalha com mercado formal, isto é, aquele que desfruta de carteira assinada. Para este trabalho, isto é encarado como uma limitação relevante para alguns setores, principalmente o agropecuário, onde existe contingente razoável de mão de obra, mas que não é captada pela RAIS.

#### **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Com os indicadores locacionais já calculados, sucedeu-se a fase em que foi utilizada a técnica multivariada de análise fatorial por componentes principais para a obtenção e hierarquização do Índice de Concentração Produtiva (ICP) dos municípios por território.

##### **4.1. Índice de concentração produtiva da agricultura (lavouras permanente e temporária)**

Esta seção compreende a exploração ordenada dos recursos naturais vegetais e animais em ambiente natural e protegido, o que abrange as atividades de cultivo agrícola, de criação e produção animal. Também fazem parte da seção o cultivo de produtos agrícolas e a criação de animais modificados geneticamente. Esta seção compreende também os serviços de apoio às unidades de produção nas atividades nela contida.

O Território do Inhamuns Crateús apresentou um total de dezesseis casos avaliados como ótimos potenciais distribuídos entre sete municípios e nove subsetores da agricultura, segundo o ICP\*. Para a condição de Bom potencial, houve onze casos distribuídos entre oito municípios. Neste território, as culturas de Mamão e Goiaba apresentaram maior destaque.

De uma forma geral, os resultados contemplaram todos os subsetores. Este território obteve melhores potenciais para o desenvolvimento de atividades relacionadas às lavouras permanentes (TABELA 1).

**Tabela 1** - *Ranking* dos municípios do território Inhamuns Crateús, em ordem decrescente do ICP\*

Município	ICP*	Potencial	Setor
Ipu	100,00	Ótimo	Abacate
Tauá	100,00	Ótimo	Algodão arbóreo (em caroço)
Ipueiras	100,00	Ótimo	Laranja
Santa Quitéria	100,00	Ótimo	Mamão
Ipueiras	100,00	Ótimo	Maracujá
Ipueiras	100,00	Ótimo	Tomate
Ipueiras	100,00	Ótimo	Melancia
Tauá	100,00	Ótimo	Milho (em grão)
Ipueiras	91,88	Ótimo	Mamão
Catunda	88,53	Ótimo	Mamão
Ipu	87,51	Ótimo	Maracujá
Ipueiras	85,97	Ótimo	Goiaba
Santa Quitéria	85,78	Ótimo	Goiaba
Pires Ferreira	85,46	Ótimo	Goiaba
Parambu	85,15	Ótimo	Milho (em grão)
Ipu	82,54	Ótimo	Mamão
Pires Ferreira	78,69	Bom	Melancia
Crateús	77,74	Bom	Milho (em grão)
Ipu	76,20	Bom	Melancia
Novo Oriente	75,30	Bom	Milho (em grão)
Ipueiras	71,54	Bom	abacate
Ipu	71,42	Bom	Goiaba
Ipu	70,52	Bom	Laranja
Santa Quitéria	68,92	Bom	Milho (em grão)
Quiterianópolis	67,09	Bom	Milho (em grão)
Aiuaba	66,84	Bom	Milho (em grão)
Pires Ferreira	63,66	Bom	Mamão

Dentre um total de vinte municípios que compõem o território do Inhamuns Crateús, dez apresentaram potencial significativo para aglomeração produtiva, de acordo com os resultados do ICP\*.

Para o Território do Sertão Central foram encontrados potenciais para sete subsetores, sendo que apenas quatro municípios apresentaram potencial relevante, entre ótimo e bom potencial. Há destaque para Quixadá, que apresentou ótimo potencial para duas culturas. Os resultados estão apresentados na Tabela 2, que contém um *Ranking* do ICP\*.

**Tabela 2** - *Ranking* dos municípios do território do Sertão Central, em ordem decrescente do ICP\*

Município	ICP*	Potencial	Setor
Quixadá	100,00	Ótimo	Algodão herbáceo
Quixadá	100,00	Ótimo	Girassol
Mombaça	62,86	Bom	Milho (em grão)
Pedra Branca	62,49	Bom	Milho (em grão)
Mombaça	61,08	Bom	Algodão herbáceo

O Território do Vale do Curu e Aracatiaçu apresentou nove casos classificados como ótimo potencial, distribuídos entre sete municípios e seis subsetores da agricultura, segundo o ICP\*. Em relação à condição de bom potencial, foram observados seis casos distribuídos

entre quatro municípios. Para este território as culturas de Mandioca e Batata doce as de maior destaque (TABELA 3).

Este território obteve melhores potenciais para o desenvolvimento de atividades relacionadas às lavouras temporárias.

**Tabela 3** - *Ranking* dos municípios do território do Vale do Curu e Aracatiagu, em ordem decrescente do ICP\*

Município	ICP*	Potencial	Setor
Uruburetama	100,00	Ótimo	Banana (cacho)
Trairi	100,00	Ótimo	Coco-da-baía
Itarema	100,00	Ótimo	Batata doce
Paracuru	100,00	Ótimo	Cana-de-açúcar
Itapipoca	100,00	Ótimo	Mandioca
Paraipaba	94,11	Ótimo	Cana-de-açúcar
Amontada	94,09	Ótimo	Mandioca
Paraipaba	90,52	Ótimo	Mamão
Trairi	85,00	Ótimo	Mandioca
Trairi	76,47	Bom	Batata doce
Itarema	75,76	Bom	Coco-da-baía
Itapipoca	70,54	Bom	Batata doce
Miraíma	69,17	Bom	Algodão arbóreo (em caroço).
Itarema	66,29	Bom	Mandioca
Itapipoca	65,17	Bom	Banana (cacho)

De acordo com a Tabela 4, no Território do Sertão de Canindé foram encontrados cinco subsetores com condição de ótimo potencial, sendo estes divididos entre quatro municípios. Na condição de bom potencial, oito subsetores estão distribuídos entre quatro municípios. Merecem destaque as culturas de Mamão e Goiaba. O referido território apresentou melhores potenciais para o desenvolvimento de atividades relacionadas à lavoura permanente.

**Tabela 4** - *Ranking* dos municípios do território do Sertão de Canindé, em ordem decrescente do ICP\*

Município	ICP*	Potencial	Setor
Canindé	100,00	Ótimo	Feijão
Boa Viagem	100,00	Ótimo	Goiaba
Itatira	100,00	Ótimo	Mamona (baga)
Boa Viagem	98,60	Ótimo	Milho (em grão)
Canindé	90,96	Ótimo	Mamão
Boa Viagem	86,07	Ótimo	Mamão
Paramoti	85,06	Ótimo	Mamão
Madalena	79,57	Bom	Mamão
Madalena	78,57	Bom	Goiaba
Boa Viagem	69,44	Bom	Mamona (baga)
Madalena	67,68	Bom	Milho (em grão)
Paramoti	66,47	Bom	Goiaba
Canindé	65,22	Bom	Mamona (baga)
Canindé	64,52	Bom	Goiaba
Paramoti	60,29	Bom	Milho (em grão)

## 4.2. Índice de concentração produtiva da pecuária

Este grupo compreende o efetivo de rebanhos e aves de criação, exceto animais aquáticos, no Estado do Ceará. Neste grupo as classes de atividades são organizadas segundo a espécie animal. Este grupo não compreende o alojamento do gado por curta duração.

No Território do Inhamuns Crateús, dois subsetores apresentaram condição de ótimo potencial em dois municípios. Para a condição de bom potencial, quatro subsetores estão distribuídos entre dezessete municípios. Os rebanhos de maior destaque são de Suínos e Caprinos, respectivamente (TABELA 5).

**Tabela 5** - *Ranking* dos municípios do território do Inhamuns Crateús, em ordem decrescente do ICP\*

Município	ICP*	Potencial	Setor
Tauá	100,00	Ótimo	Caprinos
Tauá	100,00	Ótimo	Ovinos
Independência	86,87	Ótimo	Ovinos
Independência	82,49	Ótimo	Caprinos
Santa Quitéria	79,98	Bom	Caprinos
Quiterianópolis	79,38	Bom	Suínos
Poranga	77,86	Bom	Caprinos
Santa Quitéria	75,82	Bom	Suínos
Parambu	75,29	Bom	Suínos
Tauá	73,95	Bom	Suínos
Novo Oriente	73,38	Bom	Suínos
Crateús	70,36	Bom	Suínos
Pires Ferreira	69,17	Bom	Suínos
Santa Quitéria	68,99	Bom	Asininos
Ararendá	68,22	Bom	Suínos
Independência	67,86	Bom	Suínos
Crateús	67,75	Bom	Ovinos
Ipueiras	66,89	Bom	Suínos
Ipu	65,44	Bom	Suínos
Poranga	65,19	Bom	Suínos
Tamboril	64,33	Bom	Caprinos
Monsenhor Tabosa	62,90	Bom	Suínos
Santa Quitéria	62,17	Bom	Ovinos
Ipaporanga	62,14	Bom	Suínos
Tamboril	61,69	Bom	Suínos
Catunda	61,25	Bom	Suínos
Parambu	61,21	Bom	Ovinos
Parambu	60,89	Bom	Caprinos
Nova Russas	60,79	Bom	Suínos

O Território do Sertão Central apresentou três subsetores em condição de ótimo potencial em quatro municípios. Dois subsetores apresentaram condição de bom potencial, distribuídos entre seis municípios. Os rebanhos Bovinos e Suínos obtiveram maior destaque, respectivamente (TABELA 6).

**Tabela 6** - *Ranking* dos municípios do território do Sertão Central, em ordem decrescente do ICP\*

Município	ICP*	Potencial	Setor
Quixadá	100,00	Ótimo	Aves (Galos, frangas, frangos e pintos)
Quixeramobim	100,00	Ótimo	Bovinos
Piquet Carneiro	98,07	Ótimo	Suínos
Banabuiú	84,91	Ótimo	Bovinos
Mombaça	78,86	Bom	Suínos
Quixadá	66,27	Bom	Bovinos
Senador Pompeu	65,52	Bom	Bovinos
Pedra Branca	65,11	Bom	Suínos
Solonópole	63,28	Bom	Bovinos
Banabuiú	60,96	Bom	Suínos

No Território do Vale do Curu e Aracatiaçu observou-se que dois subsetores obtiveram condição de ótimo potencial em dois municípios. Para a condição de Bom potencial, dois subsetores distribuem-se entre nove municípios. O rebanho de Suínos apresentou maior destaque (TABELA 7).

**Tabela 7** - *Ranking* dos municípios do território do Vale do Curu e Aracatiaçu, em ordem decrescente do ICP\*

Município	ICP*	Potencial	Setor
Paracuru	100,00	Ótimo	Bubalinos
Paraipaba	100,00	Ótimo	Coelhos
Apuiarés	78,92	Bom	Suínos
Itapipoca	70,53	Bom	Suínos
Miraíma	69,66	Bom	Suínos
Pentecoste	69,13	Bom	Suínos
Tejuçuoca	66,52	Bom	Suínos
Amontada	64,8	Bom	Suínos
Itarema	63,32	Bom	Suínos
Apuiarés	62,35	Bom	Asininos
General Sampaio	61,32	Bom	Suínos
Irauçuba	60,83	Bom	Suínos

É possível observar que o Território do Sertão de Canindé apresentou dois subsetores com condição de ótimo potencial em dois municípios. Dois subsetores distribuídos entre seis municípios apresentaram a condição de Bom potencial. Maior destaque foi observado para o rebanho de Suínos (TABELA 8).

**Tabela 8** - *Ranking* dos municípios do território do Sertão de Canindé, em ordem decrescente do ICP\*

Município	ICP*	Potencial	Setor
Boa Viagem	100,00	Ótimo	Asininos
Canindé	100,00	Ótimo	Suínos
Boa Viagem	97,41	Ótimo	Suínos
Canindé	85,55	Ótimo	Asininos
Boa Viagem	76,44	Bom	Bovinos
Canindé	64,17	Bom	Bovinos
Itatira	63,25	Bom	Suínos
Madalena	62,49	Bom	Suínos
Caridade	62,08	Bom	Suínos



### 4.3. Índice de concentração produtiva da pesca e aquicultura e indústria de transformação

Esta divisão compreende a pesca e a criação de animais aquáticos, abrangendo o uso dos recursos pesqueiros em águas marinhas, salobras e em água doce, objetivando a captura de peixes, crustáceos, moluscos e de outros organismos ou produtos aquáticos (plantas aquáticas, pérolas, esponjas, outros).

Também compreende as atividades normalmente integradas ao processo de produção na aquicultura (produção de sementes de ostras para produção de pérolas). Esta divisão não compreende a construção e reparação de navios e barcos, a atividade de pesca esportiva ou recreativa e o processamento de peixes, crustáceos e moluscos realizado em estabelecimento industrial ou em barco-fábrica.

O Território do Inhamuns Crateús apresentou apenas um município (Ararendá) com condição potencial, referente ao setor de Fabricação de Produtos de Madeira. O resultado do ICP\* encontrado foi de 65,99, classificando-o como condição de Bom potencial.

Na Tabela 9, no Território do Sertão Central, dois subsetores foram classificados na condição de ótimo potencial em dois municípios. A condição de bom potencial foi verificada para o município de Solonópole.

No Território do Vale do Curu e Aracatiaçu, dez condições de ótimo potencial foram encontradas para este território, sendo distribuídas entre dez setores e seis municípios. A condição de bom potencial foi verificada para um total de quatro municípios e três setores (TABELA 10).

No Território do Sertão de Canindé, apenas o município de Canindé apresentou condição potencial para este território, identificando-se ótimo potencial para o setor de Fabricação de Produtos de Borracha e de Material Plástico, e um bom potencial para o setor de Fabricação de Produtos de Madeira (TABELA 11).

**Tabela 9** - *Ranking* dos municípios do território do Sertão Central, em ordem decrescente do ICP\*

Município	ICP*	Potencial	Setor
Senador Pompeu	100,00	Ótimo	Fabricação de Móveis
Banabuiú	100,00	Ótimo	Metalurgia
Solonópole	61,92	Bom	Fabricação de Móveis

**Tabela 10** - *Ranking* dos municípios do território do Vale do Curu e Aracatiáçu, em ordem decrescente do ICP\*

<b>Município</b>	<b>ICP*</b>	<b>Potencia I</b>	<b>Setor</b>
Paraipaba	100,0 0	Ótimo	Fabricação de Bebidas
São Gonçalo do Amarante	100,0 0	Ótimo	Fabricação de Máquinas E Equipamentos
São Gonçalo do Amarante	100,0 0	Ótimo	Fabricação de Papel, Celulose E Produtos de Papel
Itapipoca	100,0 0	Ótimo	Fabricação de Produtos Alimentícios
Itapipoca	100,0 0	Ótimo	Fabricação de Produtos de Madeira
Paracuru	100,0 0	Ótimo	Fabricação de Produtos de Metal, Exceto Máquinas E Equipamentos
São Gonçalo do Amarante	100,0 0	Ótimo	Fabricação de Produtos de Minerais Não Metálicos.
Amontada	100,0 0	Ótimo	Pesca E Aquicultura
Itapagé	100,0 0	Ótimo	Preparação de Couros E Calçados
Itapipoca	96,83	Ótimo	Fabricação de Móveis
São Luís do Curu	77,77	Bom	Fabricação de Papel, Celulose E Produtos de Papel
Itapipoca	73,36	Bom	Preparação de Couros E Calçados
Uruburetama	69,46	Bom	Preparação de Couros E Calçados
Apuiarés	65,57	Bom	Fabricação de Móveis

**Tabela 11** - *Ranking* dos municípios do território do Sertão de Canindé, em ordem decrescente do ICP\*

<b>Município</b>	<b>ICP*</b>	<b>Potencial</b>	<b>Setor</b>
Canindé	100,00	Ótimo	Fabricação de Produtos de Borracha e de Material Plástico
Canindé	66,05	Bom	Fabricação de Produtos de Madeira

## 5 CONCLUSÃO

A formação de aglomerações produtivas tende ao favorecimento do desenvolvimento local e, para que as autoridades competentes possam agir nesse sentido, é importante fazer uma análise preliminar para a identificação de aglomerações potenciais, isto é, identificar onde a mão de obra está mais concentrada setorialmente.

Dito isso, o objetivo do trabalho foi complementar estudos anteriores sobre a temática de identificação de aglomerações produtivas no Estado do Ceará. Para este caso específico, o estudo se focou nos Territórios da Cidadania, pontualmente nos territórios do Sertão de Canindé, Sertão Central, Vale do Curu e Aracatiáçu e Inhamuns Crateús. Foi analisado um total de treze setores da economia, sendo que o setor agricultura e pecuária foi desagrupado em lavoura permanente, lavoura temporária e pecuária, buscando identificar possíveis condições potenciais de aglomerações dessas atividades.

Os Territórios apresentaram resultados satisfatórios quanto ao número de municípios com bons potenciais aglomerativos identificados, principalmente para os setores primários da economia.

Embora os resultados apresentados tenham sido satisfatórios para os territórios, é importante ressaltar que o indicador de participação relativa (PR) obteve, em muitos casos, valores baixos quando comparado ao Estado. Particularmente, para os três primeiros grupos analisados, esse fator se agrava quando há dificuldades que vão além do domínio dos produtores, como é o caso das condições climáticas, excesso de chuvas ou seca. Para um território em que a participação no Estado foi elevada e seu HHm foi significativo para a atividade, a incidência de uma externalidade negativa terá impacto forte na economia local, visto que o HHm indica o poder de concentração daquela atividade. Como exemplo, tem-se a mamona (baga), no município de Itatira; o girassol, no município de Quixadá; o algodão arbóreo (em caroço), em Tauá; e o coco-da-baía, em Trairi, que apresentaram elevado valor para o HHm, portanto, baixa diversificação de atividades.

Em linhas gerais, o território de Inhamuns Crateús se destaca na produção do grupo de agricultura – lavouras permanentes. Para o grupo de lavouras temporárias tem-se os territórios de Inhamuns Crateús e Vale do Curu e Aracatiaçu, com destaque para o último. Para a Pecuária, os territórios de Inhamuns Crateús e Sertão Central foram os mais expressivos. Quanto ao grupo relacionado a pesca e aquicultura e a indústria de transformação tem-se que o território do Vale do Curu e Aracatiaçu foi o mais diversificado com melhores resultados.

## REFERÊNCIAS

CAMPOS, K. C. **Arranjos produtivos locais: o caso da caprino-ovinocultura nos municípios de Quixadá e Quixeramobim.** 2004. 97 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Departamento de Economia Agrícola, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2004.

CASSAROTTO, N. F.; PIRES, L. H. **Redes de pequenas e médias empresas e desenvolvimento local: estratégias para a conquista da competitividade global com base na experiência italiana.** 2 ed. São Paulo: Editora Atlas, 2001.

CASSIOLATO, J.; LASTRES, H. M. M. Arranjos e sistemas produtivos locais na indústria brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 5, 2005.

CROCCO, M. A. **Metodologia de identificação de arranjos produtivos locais potenciais.** Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2003.

GARCIA, J. R.; COSTA, A. J. D. **Sistemas produtivos locais**: uma revisão da literatura. 2008. Disponível em: <[http://www.unifae.br/publicacoes/pdf/IIseminario/iniciacaoCient%3%ADfca/iniciacao\\_09.pdf](http://www.unifae.br/publicacoes/pdf/IIseminario/iniciacaoCient%3%ADfca/iniciacao_09.pdf)>. Acesso em: 12 jan. 2012.

HAIR JÚNIOR., J. F. et al. **Multivariate data analysis**. 4. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1995.

MARQUES, R. M. **A importância do bolsa família nos municípios brasileiros**. Cadernos de Estudos Desenvolvimento Social em Debate, nº 1, Brasília: MDS-SAGI, 2005.

PERROUX, F. **A Economia do século XX**. Porto: Herder, 1967.

PERROUX, F. O conceito de pólo de crescimento. *In*: SCHWARTZMAN, J. **Economia regional**. Belo Horizonte: Cedeplar, 1977.

PORTER, M. **clusters and the new economics competition**. Harvard Business Review, 1998.

SERVIÇO Brasileiro de Apoio às Micros e Pequenas Empresas. 2004. **Fatores determinantes da longevidade das micro e pequenas empresas**. Disponível em: <[http://www.biblioteca.sebrae.com.br/bds/bds.nsf/8F5BDE79736CB99483257447006CBAD3/\\$File/NT00037936.pdf](http://www.biblioteca.sebrae.com.br/bds/bds.nsf/8F5BDE79736CB99483257447006CBAD3/$File/NT00037936.pdf)>. Acesso em: 05 ago 11.

VECCHIA, R. V. R. D. Arranjos produtivos locais como estratégia de desenvolvimento regional e local. **Revista Capital Científico**, v. 4, n. 1, 2006.

# IMPACTOS DOS GASTOS PÚBLICOS COM EDUCAÇÃO SOBRE O DESEMPENHO ESCOLAR PARA OS MUNICÍPIOS DO CEARÁ

*Gerrio dos Santos Barbosa<sup>18</sup>; Alesandra de Araújo Benevides<sup>19</sup>*

## RESUMO

O objetivo deste estudo é verificar se os gastos com educação aumentam o desempenho dos alunos do 5º ano do ensino fundamental nos municípios do estado do Ceará, utilizando efeitos fixos. Para mensurar a qualidade dos gastos públicos, utilizaram-se as despesas com ensino fundamental nos anos de 2007, 2009 e 2011, ao passo que a proficiência é mensurada por meio da média dos resultados dos municípios, no exame de matemática e língua portuguesa, na Prova Brasil dos mesmos anos. Os resultados mostram que gastos educacionais se correlacionam positivamente com o desempenho e se apresentam significantes em todas as estimativas.

**Palavras-chaves:** Qualidade dos gastos públicos; Desempenho dos alunos; Efeitos fixos.

## ABSTRACT

The objective of this study is to verify whether spending on education increases the performance of students in the 5th year of elementary school in the municipalities of the state of Ceará, using fixed effects. To measure the quality of public spending, we used the cost of basic education in the years 2007, 2009 and 2011, while proficiency is measured by the average of the results of the municipalities, the examination of mathematics and Portuguese language, in the exam Prova Brasil in the same year. The results show that educational spending are positively correlated with the performance and present significant in all estimates.

**Key-words:** Quality of public spending; Student performance; Fixed effects.

---

<sup>18</sup> Mestrando em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: gerriosantos@gmail.com

<sup>19</sup> Doutoranda em Economia Aplicada, Professora na Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: alesandra@ufc.br

## 1 INTRODUÇÃO

No cotidiano, é natural os países estabelecerem políticas econômicas visando os modelos de crescimento embasados na educação. A educação possui também relação com emprego e renda, além de influenciar nas melhorias da saúde. Essas são variáveis que podem estabelecer um desenvolvimento econômico no longo prazo. (MENEZES FILHO E OLIVEIRA, 2014).

Menezes Filho e Oliveira (2014) argumentam que durante muito tempo ocorreu uma concentração metodológica, a qual refletia o desempenho econômico com educação na quantidade de anos de escolaridade média do indivíduo. Entretanto, ultimamente, há igualmente uma preocupação com a qualidade do ensino, pois esta é importante tanto quanto a quantidade.

Seguindo o mesmo raciocínio, Hanushek<sup>20</sup> (2008) ressalta que os investimentos com educação nas grandes nações desenvolvidas, principalmente na Alemanha, são voltados para sua qualidade, observando como principal fator o desenvolvimento cognitivo do indivíduo, mesmo sabendo que é bastante complexo explicar a qualidade do desempenho.

Já Diaz (2007) conclui, em estudo realizado nos Estados Unidos, que um dos principais fatores do desempenho dos alunos é suas famílias, destacando que maiores gastos municipais com educação, não serão necessariamente acompanhados de melhores rendimentos educacionais no ensino público municipal. Em síntese, ele aponta que os gastos são improdutivos se não forem bem alocados, ou seja, realizar aumentos nos recursos escolares não tem eficácia quando se leva em consideração uma má distribuição dos gastos.

Brunet, Bertê e Borges (2009) comparam os anos de 2005 e 2007, utilizando as notas do SAEB<sup>21</sup> e do ENEM, e concluem também que as políticas de qualidade dos gastos públicos com educação, necessitam de grandes períodos de tempo, para se mostrarem eficazes.

Estudo que comprove melhorias no ensino brasileiro pode ser visto pelo *Programme for International Student Assessment – PISA (2012)*. Este revela que o Brasil foi o país que mais cresceu entre 2009 e 2012 em sua avaliação média, porém está longe de se igualar aos países com melhores desempenhos. Entretanto, considerando o patamar do qual se encontrava, nenhum país conseguiu avanço tão significativo.

---

<sup>20</sup> Eric A. Hanushek: Professor da Universidade Stanford e doutor em economia pelo Instituto de Tecnologia de Massachusetts (MIT), ambos nos Estados Unidos, é dele a mais extensa pesquisa já feita sobre os efeitos de um bom ensino no crescimento econômico.

<sup>21</sup> Sistema de Avaliação da Educação Básica. Ver - <http://portal.inep.gov.br/saeb>.

Brunet, Bertê e Borges (2009) elaboraram um indicador de qualidade de gastos públicos e verificaram que, na região Sul do Brasil são aferidos os melhores resultados, aparecendo os três estados da região entre os cinco melhores do país com relação à qualidade dos gastos com educação. Por outro lado, o destaque negativo é o Nordeste, tendo quatro estados com os piores desempenhos.

O Estado do Ceará se encontra acima da média da região e próximo à média nacional tanto com relação à disciplina de língua portuguesa quanto de matemática para o 5º e 9º anos do ensino fundamental. Os destaques foram as cidades de Pedra Branca e Sobral, respectivamente a 262 e 240 km de Fortaleza, as quais possuem o maior número de escolas avaliadas entre as melhores no estado. (Governo do Estado do Ceará, Acessado em: Maio de 2014).

Em avaliação realizada no estado do Ceará, o Governo alude os excelentes resultados obtidos às estratégias utilizadas nos últimos anos, das quais fazem parte os gestores, professores, pais e alunos. As ações chegam a todos os 184 municípios do estado pelo Programa de Alfabetização na Idade Certa (PAIC), política pública implantada visando cinco eixos, educação infantil, gestão pedagógica da alfabetização, formação do leitor, gestão municipal de educação e avaliação externa (AGUIAR NETO, 2010).

Educação com qualidade é fundamental para o desenvolvimento econômico e social de um país. Para auferir a qualidade do ensino no Brasil, foi criado o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb). Os resultados são positivos, já que, para os anos iniciais do ensino fundamental, o Ideb subiu de 3,8, em 2005, para 5,0, em 2011. A meta prevista é chegar a 6,0 até 2021, índice correspondente à qualidade do ensino em países desenvolvidos. (INDICADORES DE DESENVOLVIMENTO BRASILEIRO 2001 - 2012)<sup>22</sup>.

Entretanto, o estudo de Diaz (2007) questiona os baixos resultados do país com relação aos desempenhos em avaliações da OCDE – PISA, colocando como fator preponderante os baixos investimentos na educação. Em 2004, no Brasil, houve o gasto anual de US\$ 1.303,00 em média por aluno, enquanto nos Estados Unidos, país mais bem colocado entre os 34 analisados, o gasto por aluno no mesmo período foi de US\$ 12.092,00.

O Brasil tem mostrado avanços importantes na área da educação, principalmente quando se considera a abrangência de oferta de ensino. Houve aumento nas taxas de matrículas e de conclusões, em especial, no ensino básico. Entretanto, a percepção é de que a

---

<sup>22</sup> A elaboração do documento “Indicadores de Desenvolvimento Brasileiro 2001-2012”, são encontrados no Sítio - <http://aplicacoes.mds.gov.br/sagirms/ferramentas/docs/IDB-portugues.pdf>.

qualidade do ensino público não avança no mesmo sentido. Os resultados do SAEB, de 1991 a 2005, mostram que, em todos os estados, houve uma queda na proficiência dos alunos até 2001, se recuperando timidamente nos anos posteriores. Essa recuperação é adstrita ao aumento da oferta de ensino. (BENEGAS, 2012).

Analisando o ensino privado, Curi e Menezes Filho (2010) exibem dados descritivos em seu estudo, indicando que 16% dos alunos frequentam escolas privadas no Brasil. Este percentual varia para 18,5% no fundamental I, 11% no fundamental II e 15,5% no ensino médio. Os autores mostram ainda que, nas famílias com renda elevada, 80% dos filhos estudam em escolas particulares, ao passo que, para os mais pobres, a porcentagem é de 3,5%.

A presente pesquisa busca estudar os impactos dos gastos públicos sobre a qualidade do ensino (desempenho dos alunos na Prova Brasil) nas escolas municipais do Ceará, no 5º ano, nas disciplinas de língua portuguesa e matemática. Por meio dessa estratégia, busca-se entender o impacto de adicionar mais recursos no ensino fundamental para que se obtenham melhores notas nos exames supracitados.

Além desta introdução, este trabalho apresenta outras cinco seções. A seção dois discute a revisão da literatura, seguida da apresentação da metodologia do estudo. A quarta seção mostra os resultados dos modelos propostos na metodologia e, na sequência, apresentam-se as considerações finais e as referências bibliográficas.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

No mundo inteiro se procura uma gestão mais eficiente dos recursos empregados na educação, de tal forma que se tenha como resultado um melhor desempenho dos alunos. Entretanto, a mensuração deste impacto depende, fundamentalmente, da disponibilidade de dados para os pesquisadores. Para Horta Neto (2007), a coleta de dados no Brasil para avaliação externa, tem iniciado em 1906, com escolas particulares e públicas, porém, sua sofisticação apareceu no início da década de 1980, quando o Ministério da Educação - MEC e a Fundação Carlos Chagas promoveram pesquisas para indexar constância nas avaliações de desempenho de ensino do país.

Para Menezes Filho e Oliveira (2014), os gastos com educação em função do desempenho são propostos em vários estudos feitos em diversos países. Entretanto, os resultados divergem de acordo com locais, amostras, banco de dados e, principalmente, com a alocação dos recursos financeiros. Alguns possuem relação positiva entre a variável gasto



educacional e desempenho do ensino, ao passo que outros convergem para relações negativas. Ou seja, estatisticamente, podem surgir resultados significativos e outros que contrariem a hipótese de que os recursos orçamentários influenciam na qualidade do aprendizado.

Menezes Filho e Oliveira (2014) ainda explicam que a qualidade do ensino, que fora deixada de lado, recentemente se destaca, passando a desempenhar papel tão importante quanto a quantidade.

Hanushek (2008) explica que, não obstante os países tentam garantir que seus investimentos em educação produzam retornos de desempenho. Entretanto, essa relação pode ser enganosa, pois os gastos nem sempre se correlacionam positivamente com a qualidade do ensino. Para isso são necessárias algumas mudanças na abordagem de políticas públicas educacionais, centralizando o estudo no volume do capital humano.

Sampaio e Guimarães (2009) observam que, em estudos do PISA no ano de 2000, o Brasil ocupou o último lugar em termos de desempenho médio em todas as provas realizadas (leitura, matemática e ciências). Além disso, de acordo com dados do INEP<sup>23</sup>, divulgados em 2002, 42% dos alunos foram qualificados em estado “muito crítico” e “crítico” no desenvolvimento de habilidades e competências em língua portuguesa. Os qualificados em “adequados” somaram apenas 5%.

Amaral e Menezes Filho (2009) relacionam os gastos com educação fundamental ao desempenho dos estudantes, por meio da proficiência na Prova Brasil do ano de 2005. Estes constatam que o efeito das despesas escolares sobre o desempenho é ínfimo e, na maioria das especificações, não significantes estatisticamente. Ainda verificam que esta relação entre gastos e desempenho ocorre apenas com notas mais altas na quarta série (5º ano).

Portanto, Diaz (2012) explica que, antes de aumentar os gastos, é necessário realizar estudos constantes, que identifiquem com precisão os fatores que afetam o desempenho dos alunos, fazendo apenas mudanças necessárias, realizando avaliações de resultados constantemente para verificar se os objetivos estão sendo alcançados.

Hanushek e Rivkin (2006) argumentam que buscar a isonomia salarial e repudiar aumentos salariais ligados aos resultados em sala de aula são bandeiras que os professores defendem com base na melhoria da situação financeira individual, mas não se baseiam em pesquisas científicas.

Estudo aplicado na Holanda destaca quatro insumos essenciais: gestão, professores, pessoal de apoio e uso do material. Os resultados mostram que uma parte dos recursos não é

---

<sup>23</sup> Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira

necessária para as escolas. Não obstante haja escassez de professores como um todo, o que se procura fazer é realocar este recurso entre as escolas. Ou seja, as decisões que devem ser tomadas são de realocar os professores para escolas com escassez, já que mais de 25% das instituições excedem este insumo. (HAELERMANS, WITTE e BLANK, 2012).

O fator que mais explica a excelência educacional para Hanushek e Rivkin (2012), é a capacidade do docente de despertar a curiosidade intelectual do aluno e lhe repassar conhecimento. Os números revelam que, tendo um excelente professor durante cinco anos seguidos, uma criança de ambiente de vulnerabilidade social e analfabetismo poderá alcançar o mesmo nível de conhecimento de outra vinda de situação socioeconômica elevada. Segundo os autores, a questão é a essência de rastrear bons profissionais, competência inerente aos diretores das escolas, que raramente utilizam critérios corretos.

Brunet, Bertê e Borges (2009) analisam os estados brasileiros, enfatizando que estes podem até reduzir sua qualidade dos gastos relacionada ao desempenho. E que, isto acontece devido ao mau gerenciamento dos recursos públicos no gasto com educação.

Um recente trabalho para o estado do Ceará, que analisa os impactos de uma mudança do ICMS (Imposto sobre Circulação de Mercadoria e Serviços) em 2007, Petterini e Irffi (2013) observam que, nas avaliações padronizadas de português e matemática, ocorreu impacto positivo de grandeza considerável na proficiência dos estudantes das escolas municipais. Os autores enfatizam que a regra de distribuição desse imposto é um incentivo para o gestor municipal concentrar sobre a qualidade da educação, causando desvantagens a outros indicadores (por exemplo, saúde e meio ambiente).

Casalone e Sonedda (2013) avaliaram os efeitos distribucionais da política fiscal para a Itália, em 2004, tanto em termos de renda bruta quanto de serviços de saúde e de educação, oferecidos pelo Estado. Eles concluíram que a reforma fiscal daquele ano não produziu efeitos distributivos significativos. Os autores relacionaram a questão educacional com a política fiscal e indicaram que aplicações de gastos públicos na educação não seriam suficientes para atenuar as desigualdades socioeconômicas e educacionais.

Nos resultados do estudo de Benegas (2012), destacam-se o Distrito Federal e os estados de Goiás, Minas Gerais e Rio Grande do Sul, mostrando que estes atingiram maiores níveis de eficiência técnica no Brasil, relacionados aos gastos educacionais no ensino fundamental. Por outro lado, o destaque negativo no período da análise foi o estado do Ceará, com pior desempenho médio, em eficiência global.

Uma crítica feita por Hanushek *et al.* (2009) é que, políticas públicas baseadas em achismo, é o mesmo que, gastar o dinheiro duas vezes. Portanto, medidas que determinam o crescimento econômico de um país são baseadas no montante de conhecimento que se pode extrair da sala de aula.

Estudo que analisa educação e crescimento no Brasil, explica que, os governos podem elevar a eficiência no sistema de ensino, sem alterar os incentivos ou gastos agregados, mudando a estrutura do gasto entre os diversos níveis educacionais. Afirma que os maiores retornos para países pobres são investir em educação básica. Dessa maneira, priorizam-se níveis educacionais subsequentes, posteriores à universalização dos diversos níveis de educação. (BARBOSA FILHO e PESSÔA, 2010).

Com relação ao desempenho dos alunos, empregabilidade e o crescimento do produto de um país, Hanushek *et. al.* (2009) observa que os aspectos cognitivos e habilidades dos graduados no ensino primário e secundário são peças fundamentais no desempenho da economia agregada. Destaca ainda que, nos Estados Unidos, o ganho de lucro de um trabalhador que possua ensino superior completo chega a ser 70% se comparado a um trabalhador que tenha concluído apenas o ensino médio.

Estudo realizado nos Estados Unidos para a performance dos alunos, medido por meio de testes de desempenho internacionais, conclui que maiores níveis de qualidade educacional produzem resultados positivos sobre a taxa de crescimento da renda nacional. A pesquisa afirma ainda que testes para a disciplina de matemática medem-se o capital humano, variável importante para o crescimento da renda per capita. Entretanto, esta não pode ser mensurada pela quantidade de anos médios de ensino. (JAMISON *et al.*, 2006).

Estudo recente, também verificando a eficiência nos gastos do Rio Grande do Norte, Silva e Almeida (2012) chega à conclusão que a ineficiência do gasto público municipal é uma questão de gestão de recursos da responsabilidade dos prefeitos. Um gestor municipal precisa ter compromisso, dedicação e empenho para atender todas as demandas da sociedade. Os requisitos básicos são os bons níveis de educação ligados a uma boa gestão dos recursos públicos. Ainda segundo os autores, cabe aos municípios mudar o Quadro perverso dos indicadores no sistema educacional brasileiro, entretanto, isso não exime a parcela de responsabilidade atribuída ao Estado e à União.

Em trabalho mais recente, com base na função de produção da educação, Hanushek (2008) afirma que o processo educacional e sua realização profissional está diretamente relacionado às políticas educacionais controladas por políticos como, por exemplo, as características das escolas, professores e currículos, ou não tão controlados, as famílias e

amigos e os dons inatos ou capacidade de aprendizagem. Ressalte-se que o processo de ensino-aprendizagem é cumulativo, ou seja, insumos aplicados no passado afetam níveis atuais de desempenho dos alunos.

É importante salientar que, de acordo com Petterini e Irfi (2013), uma política de incentivo voltada para os prefeitos municipais no estado do Ceará, os quais possuem instrumentos institucionais (exemplo, possível escolhas de diretores escolares ou criar mecanismos de incentivo para professores e alunos), refletem resultados mais significativos na educação dos estudantes dos municípios. Isto se coloca, então, em oposição às políticas que direcionam recursos às escolas e/ou alunos.

Barbosa Filho e Pessôa (2006) concluem, em seu estudo sobre retornos da educação, que, há um efeito não captado. Este é o grau de instrução na participação democrática. Uma população com elevado grau de conhecimento possui maior consciência e capacidade de discernir escolhas políticas, governos e governantes. Destarte, grandes níveis de educação, protegem o país de políticos aventureiros, incompetentes e irresponsáveis, reduzindo assim, os custos sociais ocasionados por estes.

O Brasil hoje é considerado um dos países emergentes mais importantes. Isso só foi possível, por meio do fortalecimento institucional e socioeconômico realizado nos últimos anos: a democracia, estabilidade e crescimento econômico, redução da pobreza. Entretanto, é possível observar uma desigualdade nas aplicações de recursos entre os níveis de ensino público. Alguns pontos podem ser citados, entre eles, um forte investimento no ensino superior em comparação aos outros níveis e, o mais importante, as políticas educacionais no período militar criaram trajetórias negativas na educação brasileira, além de baixos investimentos no ensino secundário, desvalorizando a qualidade do ensino. (WJUNISKI, 2013).

Em estudos que analisam os fatores escolares, como frequência na sala de aula e abandono do ensino, realizados para Pernambuco e São Paulo, PONTILI e KASSOUF (2007) concluem que a escolaridade do chefe de família e a renda familiar *per capita* influenciam esses fatores. Portanto, elevar o nível de escolaridade dos responsáveis familiares (como educação de jovens e adultos), e/ou a rendas das famílias em situação de vulnerabilidade socioeconômica, podem aumentar os índices educacionais.

Menezes Filho e Oliveira (2014) observam que o tema mais abordado por Coleman (1966) foi o desempenho dos estudantes relacionado ao *background* familiar. Os resultados apontam que o desempenho dos discentes se correlaciona fortemente com as características

familiares, como renda e nível educacional dos pais. Nesse caso, modelos de Mínimos Quadrados Ordinários podem apresentar heterogeneidade não observada, tornando o modelo inconsistente e viesado.

A análise sobre escolaridade e desempenho de Reis e Ramos (2011) mostra que se deve melhorar não só a quantidade (frequência dos alunos na escola), mas também, a qualidade da educação adquirida por indivíduos, cujo pai ou mãe possuem baixos níveis de educação. Estes alunos possuem, por conseguinte, uma probabilidade maior de pertencer às populações mais pobres, ou seja, deve ser importante instrumento para diminuir a desigualdade. Ainda observam que, as diferenças educacionais, bem como os rendimentos das famílias, apresentam um grau elevado de persistência de uma geração para outra.

Riani e Rios Neto (2008) mostram, em estudo sobre impactos do resultado educacional dos alunos brasileiros, que a melhoria da rede de ensino municipal constitui um fator importante de redução da estratificação educacional, principalmente, reduzindo a importância dos fatores relacionados ao ambiente familiar (no caso, escolaridade da mãe), diminuindo a desigualdade intergeracional.

Menezes Filho e Oliveira (2014) observam, em estudo americano na década de 1990, que a variável que mais explica o desempenho acadêmico dos alunos está relacionada à estrutura familiar, enfatizando a renda, o nível de ensino e a existência de recursos em casa. Também terá impacto, segundo os autores, o chamado *peer effect*, ou o efeito dos colegas de turma sobre o aluno, embora de maneira menos incisiva.

Porém, em estudo determinando o desempenho educacional no Brasil, Barros *et al.* (2001) observam que as variáveis pertinentes a características familiares e, em particular, a da mãe, mostram-se as de maior importância no determinante do ensino brasileiro, inclusive comparando-a a renda domiciliar *per capita*.

Hanushek e Rivkin (2012) explicam que a experiência dos professores e seu nível de escolaridade (cursos de especialização, mestrado etc.) são fatores sem nenhuma relação com a qualidade das aulas. Os Ph.D's não são necessariamente os melhores professores e, não raro, aparecem como os piores. Já se conhecem algumas características que não definem um bom professor, entretanto, não se sabe ainda, o que faz um profissional sobressair na sala de aula.

### **3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS**

As variáveis utilizadas neste estudo foram montadas em forma de dados em painel para os anos de 2007, 2009 e 2011. Um total de 181 dos 184 municípios cearenses foi

incluído na amostra, excetuando-se Granja, Martinópolis e Mulungu devido à falta de dados nos períodos analisados. Ao todo são 543 observações.

Inicialmente, foi realizada uma pesquisa exploratória com intuito de montar um modelo em painel baseado na Função de Produção Escolar. Os dados referentes ao desempenho dos estudantes do 5º ano do ensino fundamental para língua portuguesa e matemática, nível de escolaridade dos professores e nível de escolaridade das mães dos alunos foram importados do sítio do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP). As despesas do ensino fundamental nos municípios foram obtidas junto à Secretaria do Tesouro Nacional (STN) – FINBRA.

A distorção idade série, o número de alunos matriculados no ensino fundamental, a população residente em cada município e o PIB per capita dos anos estudados foram obtidos dos Anuários Estatísticos publicados no Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE (anuários referentes aos anos de 2008, 2010 e 2012) e no site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

### 3.2 Variáveis

Menezes Filho e Oliveira (2014) utilizam em seu estudo, uma função de produção escolar, relacionando os impactos dos gastos escolares no desempenho dos alunos. Essa estrutura relaciona desempenho escolar com estrutura socioeconômica, da escola, da família, do aluno e do município.

Conforme apontado na equação (1), abaixo, foram usadas, neste estudo, variáveis relacionadas aos alunos, aos professores, aos pais dos estudantes, bem como, referentes aos municípios da amostra. A variável dependente será o desempenho (*nota*) dos alunos para o 5º ano de língua portuguesa e matemática, ou seja, as notas médias da Prova Brasil em cada município.

$$notas_{it} = f \left( gasto_{it}, dis_{it}, escprof_{it}, pib_{it}, escmae_{it} \right) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

A variável-chave a ser analisada será gastos educacionais por aluno no ensino fundamental. Tomaram-se as despesas totais com educação no ensino básico e este valor foi dividido pela quantidade de alunos matriculados nas escolas municipais no ensino fundamental. Por fim, esta variável é deflacionada, utilizando como deflator o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), elaborado pelo IBGE.

As variáveis explicativas serão comuns aos dois modelos. Em relação às variáveis relacionadas aos municípios, tem-se a taxa distorção idade série (*dist*), que representa a defasagem entre a idade do aluno e a idade recomendada para a série que ele está cursando; o PIB per capita (*pib*), que é a razão entre o PIB a preços correntes (obtido no site do IBGE) e a quantidade populacional estimada para mesmo ano (Anuário Estatístico do Ceará), indicando a renda média municipal; além dos gastos públicos com ensino fundamental, já mencionados.

A variável relacionada aos professores indica o nível de escolaridade dos docentes (*escprof*), ou seja, o percentual de professores com nível superior no município. A escolaridade das mães será a variável utilizada para contemplar as características dos pais dos alunos. Atribuiu-se uma gradação para o nível de escolaridade, tal que, o peso 0 (zero) indica que a mãe do aluno é analfabeta; o peso 1 (um) representa primeiro grau incompleto; 2 (dois), primeiro grau completo<sup>24</sup>; 3 (três), segundo grau completo<sup>25</sup>; e 4 (quatro), ensino superior completo.

O resultado para o município é uma média ponderada por estes pesos com a quantidade de mães em cada nível de escolaridade, conforme pode ser visto na equação (2). Médias mais elevadas implicam em um nível de ensino mais elevado das mães dos discentes.

$$MP_{escmae_{it}} = \frac{\sum_{i=0}^x y_{it} P_{it}}{\sum_{i=0}^x P_{it}} \quad (2)$$

*MP* = Média Ponderada da variável

*y* = Frequência de observações em cada peso atribuído;

*p* = Peso da variável

Ressalte-se que essas observações são as mesmas nos modelos para língua portuguesa e para matemática. Contudo, para criar essas médias ponderadas, foram usadas ferramentas de programas estatísticos como o Excel e o PSPP.

### 3.3 Modelos

Serão analisados dois modelos com dados em painel, sendo diferenciados apenas pela variável dependente, que é o desempenho dos alunos do 5º ano do ensino fundamental, sendo que um modelo é voltado para a língua portuguesa e o outro para matemática.

<sup>24</sup> Inclui-se aqui o segundo grau incompleto.

<sup>25</sup> Inclui-se aqui o ensino superior incompleto.

A metodologia comumente utilizada é denominada Função de Produção Escolar. No esboço apresentado, serão analisados principalmente os impactos dos recursos orçamentários das escolas no desempenho dos alunos, conforme equação abaixo:

$$nota_{it}^k = \alpha_i + \beta_1 gasto_{it} + \beta_2 dis_{it} + \beta_3 escprof_{it} + \beta_4 pib_{it} + \beta_5 escmae_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$k$ = indica a disciplina (língua portuguesa, matemática)

$i$ = indica o município

$t$ = indica o tempo

### 3.4 Efeitos Fixos

Sob hipótese de exogeneidade<sup>26</sup> estrita das variáveis explicativas, o estimador de efeitos fixos é não viesado: grosso modo, o erro idiossincrático deve ser não correlacionado com as variáveis explicativas ao longo de todos os períodos de tempo. Gujarati (2011) explica que uma variável será estritamente exógena se não depender de valores correntes, passados e futuros do termo de erro.

Wooldridge (2002) afirma que o modelo permite a correlação entre os efeitos não observados e as variáveis independentes, de forma limitada, conforme mostra a equação abaixo:

$$corr(\theta_i, x_j) \neq 0 \quad (4)$$

Para eliminar o efeito de heterogeneidade<sup>27</sup> não observado, ou qualquer outra forma de endogeneidade, usa-se a seguinte suposição, supracitada como exogeneidade estrita:

$$E(\varepsilon_{it} / x_i, \theta_i) = 0 \quad (5) \quad \text{Onde, } x_i \equiv (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{it}) \quad (6)$$

Para Wooldridge (2011), a exogeneidade estrita é a principal hipótese, sendo o estimador de efeito fixo não viesado e consistente, com um período de tempo menor que a quantidade dos dados de corte. Pressupondo também, que a variável explicativa  $x_{it}$  não seja correlacionada com o erro idiossincrático  $\varepsilon_{it}$ .

<sup>26</sup> Gujarati (2011), Wooldridge (2011) e principalmente Wooldridge (2002), mostram de forma completa os problemas da exogeneidade estrita.

<sup>27</sup> Heterogeneidade não observada é uma das formas que aparece a exogeneidade estrita, sendo o problema que surge com mais frequência em modelos de dados em painel. Ver Wooldridge (2011) e Wooldridge (2002).



A equação abaixo representa a função de modelos de efeitos fixos. Para corroborar o modelo, pressupõe-se ainda que não haja heterocedasticidade e autocorrelação entre as variáveis e o erro.

$$y_{it} = \beta_i + x_{it}^* \beta_s + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Onde:

$\beta_i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) é a intersecção, desconhecido para cada entidade (intercepto específico para a entidade  $n$ ).

$y_{it}$  é a variável dependente (*notas*), onde  $i$  = municípios e  $t$  = tempo (anos).

$x_{it}^*$  representam as variável explicativas (*gasto, dis, pib, escprof, escmae*).

$\beta_s$  são os coeficientes das variáveis explicativas.

$\varepsilon_{it}$  é o termo de erro. Onde  $i$  = municípios e  $t$  = tempo (anos).

### 3.5 Efeito Aleatório

Outro método de estimação usualmente utilizado com painel é o de efeitos aleatórios. Em uma análise de efeitos aleatórios, assim como nos MQO agrupados, o efeito não observado é colocado junto com o termo aleatório de erro.

Esse modelo impõe três suposições: A primeira é a mesma do modelo de efeitos fixos, a de exogeneidade estrita. A segunda diz respeito à ortogonalidade entre o efeito não observado e cada variável explicativa e a média desse efeito não observado ser nulo. A terceira refere-se à homocedasticidade da variável não observada.

Portanto, o ponto crucial na decisão de que modelo deve ser utilizado, se efeitos fixos ou aleatórios, reside na questão se os termos não observados são correlacionados ou não com as variáveis explicativas.

Esse questionamento deve ser feito de acordo com os dados que se está trabalhando, examinando suas especificidades. Para isso, será realizado o teste de hausman, baseado nas diferenças de efeitos fixos e aleatórios.

### 3.6 Teste de Hausman

Este teste, quando possui probabilidade qui-quadrada inferior a 5%, indica que é mais apropriado o uso de efeitos fixos (hipótese alternativa) em detrimento do modelo de efeitos aleatórios (hipótese nula).

O teste é, usualmente, implementado assumindo que os efeitos aleatórios se mantêm sob hipótese nula, implicando que estes efeitos estimados são mais eficientes do que o estimador de efeitos fixos, entretanto ressalta que o efeito aleatório é uma hipótese auxiliar. (WOOLDRIDGE, 2002).

Wooldridge (2011) ainda explica que, se o erro e as variáveis explicativas estão correlacionados, os efeitos aleatórios são viesados e inconsistentes, enquanto os estimadores de efeito fixo são não viesados e consistentes. Se não há correlação, os coeficientes estimados de efeito fixo e aleatório serão ambos não viesados e consistentes, entretanto, este último efeito será mais eficiente.

O Modelo de painel foi utilizado em estudos semelhantes, como Biondi e Felício (2007) e Franco e Menezes Filho (2009). A literatura reporta que os modelos de efeitos fixos possibilitam o controle de características específicas não observáveis das escolas. Estes modelos são não viesados e consistentes. Já os estimadores de efeitos aleatórios não levam em consideração as peculiaridades específicas das entidades de ensino, portanto podem ocasionar consequências de endogeneidade.

Por último, o estudo tem o objetivo de regredir os dois modelos (POLS e efeitos fixos) robustos<sup>28</sup> e comparar seus resultados, a fim de mostrar características já observadas ou ainda não observadas na função de produção de desempenho escolar para os municípios do Ceará. Serão regredidas funções lineares e explicitadas as estatísticas descritivas das variáveis. Wooldridge (2002) explica que os testes robustos devem corrigir correlação serial ao longo do tempo, bem como heterocedasticidade geral.

#### **4 RESULTADOS E DISCUSSÃO**

O gasto com educação por pessoa será a principal variável analisada no modelo. É bom lembrar que, na maioria das vezes, a literatura mundial reporta que efeitos dos gastos com educação no desempenho escolar são positivos. Franco e Menezes Filho (2009) partem do pressuposto que os insumos escolares, de alguma maneira, melhoram o desempenho dos alunos, ressaltando que não existe um consenso na literatura internacional e nem na nacional sobre esse ponto.

---

<sup>28</sup> Modelos robustos corrigem a heterocedasticidade e autocorrelação dos modelos. Ver em: Wooldridge (2002), Wooldridge (2011), Gujarati (2011).

No entanto, antes que as inferências sejam avaliadas nos modelos de efeitos fixos para as disciplinas de língua portuguesa e de matemática, faz-se necessária a análise da escala de proficiência nas duas disciplinas e da estatística descritiva.

#### 4.1 Escala de proficiência

Será montado, nesta seção, um arcabouço para avaliar o nível de desempenho dos alunos de acordo com os níveis de proficiência determinados pelo INEP, chamados de escalas<sup>29</sup> de proficiência.

Portanto, o desempenho do aluno será classificado em conformidade com as diretrizes estabelecidas pelo INEP, definidas na Tabela abaixo, resumidamente:

**QUADRO 1** – Escalas de avaliação dos discentes de língua portuguesa

Escala	Escores	Classificação	Descrição do Nível – O estudante é provavelmente capaz de:
1	0 – 175	Péssimo	Localizar informação explícita em contos e interpretar tirinhas.
2	176 – 225	Ruim	No máximo inferir efeitos de humor em tirinhas e histórias em quadrinhos.
3	226 – 275	Bom	Inferir assunto principal e sentido de expressão em poemas, fábulas, contos, crônicas, reportagens e tirinhas.
4	276 – 325	Ótimo	Inferir informações e efeito de sentido decorrente do uso de pontuação em fábulas e piadas.
5	326 – 350	Excelente	Identificar opinião em fábulas e reconhecer sentido de advérbios em cartas do leitor.

Fonte: Elaboração própria.

**QUADRO 2** – Escalas de avaliação dos discentes de matemática

Escala	Escores	Classificação	Descrição do Nível – O estudante é provavelmente capaz de:
1	125 – 175	Péssimo	Resolver problemas do cotidiano envolvendo adição de pequenas quantias de dinheiro.
2	176 – 225	Ruim	Reconhecer retângulos em meio a outros quadriláteros. Converter mais de uma semana inteira em dias. Localizar um dado em Tabelas de dupla entrada.
3	226 – 275	Bom	Reconhecer uma fração como representação da relação parte-todo, com apoio de um polígono dividido em oito partes ou mais. Reconhecer que um número não se altera ao multiplicá-lo por 1.
4	276 – 325	Ótimo	Interpretar dados em Gráficos de setores. Resolver problemas que envolvem a conversão entre diferentes unidades de medida de massa.
5	326 – 375	Excelente	Reconhecer o Gráfico de linhas correspondente a uma sequência de valores ao longo do tempo (com valores positivos e negativos). Converter uma medida de comprimento, expressando decímetros e centímetros, para milímetros.

Fonte: Elaboração própria.

<sup>29</sup> O sítio eletrônico com conteúdo disponível é:

[http://download.inep.gov.br/educacao\\_basica/prova\\_brasil\\_saeb/escala/escala\\_proficiencia/2013/escalas\\_ensino\\_fundamental\\_2013.pdf](http://download.inep.gov.br/educacao_basica/prova_brasil_saeb/escala/escala_proficiencia/2013/escalas_ensino_fundamental_2013.pdf). Nesse site o leitor poderá ver os níveis auferidos e suas atribuições cognitivas em relação as notas dos alunos.

## 4.2 Estatística descritiva

A Tabela 1 traz os resultados descritivos das variáveis utilizadas no modelo, apenas para o ano de 2011. Este conceito é abordado conforme descrição do nível mencionado acima, nos Quadros 1 e 2. Estes mostram que, notas inferiores a 175 pontos, o aluno se encontra em um estágio classificado com péssima qualidade de desempenho, isso em ambas as disciplinas.

São baixos os desempenhos dos estudantes nas notas das duas disciplinas analisadas. Segundo descrição do nível de escala, o estado do Ceará não têm alunos em nível péssimo na média de 2011. Por outro lado, não encontra discentes em nível de excelência.

Apesar de matemática apresentar maiores médias de escores na descrição das estatísticas, ambas mostram que em média os alunos figuram em um nível ruim de desempenho. Inferindo poucas interpretações em tirinhas de humor e reconhecendo figuras simples, como retângulos.

**Tabela 1** - Estatística descritiva do ano de 2011

	<b>Média</b>	<b>Desvio padrão</b>	<b>Min</b>	<b>Máx</b>
<i>nota LP</i>	181,95	12,26	152,74	231,14
<i>nota MT</i>	198,49	16,75	166,29	270,25
<i>gasto</i>	3.016,41	630,25	1.167,13	8.092,81
<i>dis</i>	26,05	8,12	2,77	48,02
<i>escprof</i>	76,33	13,38	27,04	100
<i>pib</i>	5.989,04	3.506,98	3394,78	31.302,11
<i>escmae</i>	48,24	163,36	0,5	2.140,60

*obs. = 181*

Fonte: Elaboração própria.

Ressalta-se que o máximo de nível alcançado nas disciplinas observadas é da terceira escala, ou seja, o aluno é bom. Indicando que o aluno reconhece assuntos principais e expressões em poemas, contos, crônicas, reportagens e tirinhas, para disciplina de língua portuguesa. Já em matemática, consegue entender que um número multiplicado ou dividido por um não se altera.

Com relação às outras variáveis, é interessante observar que as cidades do estado possuem em média 69,7% dos professores com nível superior completo, aparecendo ainda cidades com 100% dos docentes graduados.

## 4.3 Resultados dos modelos

A Tabela 2 mostra estimação dos modelos descritos na metodologia do estudo. Esta apresenta os modelos estimados de efeitos fixos, para o 5º ano, da disciplina de língua portuguesa e de matemática. Observa-se que, na estimação de efeitos fixos, os gastos por alunos são significativamente e positivamente correlacionados com os desempenhos dos mesmos, entretanto a magnitude é muito pequena. Pode-se dizer que, para obtenção de um aumento médio de 9 (nove) pontos na Prova Brasil, é necessário elevar em média R\$ 1.000,00 por discente nos gastos públicos com educação para o ensino fundamental dos municípios nas duas disciplinas.

Entretanto, analisando o intercepto, mantendo as outras variáveis com coeficiente zero, tem-se que a disciplina atinge em média 116 escores, portanto, não se direciona para outro nível de ensino aprendizagem, permanecendo no nível péssimo de desempenho. Neste nível, o aluno identifica o tema, em um texto simples e curto. Já matemática, ao fazer a mesma análise, o discente obtém em média 130,8 escores, indicando melhoras com relação ao valor absoluto de português, porém, no mesmo nível péssimo de aprendizagem.

A variável distorção idade série não se mostra nas expectativas de alguns estudos realizados, pois esta é significativa e positivamente correlacionada, ou seja, um aumento de 10% na distorção aumenta em média 4,3 pontos nas notas dos alunos de português e 4,1 pontos na média da disciplina de matemática. Alguns estudos apontam essa variável com influência negativa no desempenho.

Em efeitos fixos, o nível de escolaridade dos professores tem impacto estatisticamente significativo somente em língua portuguesa. Um aumento de 10 pontos percentuais na proporção de docentes com nível superior resulta em um acréscimo de 1,7 pontos no desempenho dos alunos. Já em matemática, esta variável não foi estatisticamente significativa

**Tabela 2** - Estimação dos Modelos Regredidos

<b>Variável dependente nota</b>			
	<b>Língua Portuguesa</b>	<b>Matemática</b>	
<i>gasto</i>	0.00906** (0.000)	0.00901** (0.000)	
<i>dis</i>	0.438**	0.418**	

	(0.000)	(0.006)
<i>escprof</i>	0.172*	0.153
	(0.029)	(0.101)
<i>pib</i>	0.00206*	0.0025*
	(0.037)	(0.052)
<i>escmae</i>	0.188**	0.202**
	(0.001)	(0.003)
<i>_cons</i>	107.0**	121.8**
	(0.000)	(0.000)
<b>Obs.</b>	543	543
<b>Prob&gt;F</b>	0.000	0.000
<b>R<sup>2</sup></b>	0.5002	0.4193
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	0.4955	0.4139

Fonte: Elaboração Própria. P-Valor em parênteses. \*p < 0.05, \*\*p < 0.01.

Assim como os gastos, o PIB *per capita* é positivo e significativo, porém, a magnitude do impacto é mínima.

Com relação à escolaridade da mãe dos alunos, a variável tem impacto significativo e positivo tanto para língua portuguesa quanto para matemática, sendo maior o efeito sobre a disciplina de matemática.

Os modelos de efeitos fixos se mostram bem ajustado para dados em painel. O grau de ajuste na matéria de português chega 49,5% e em matemática 41,3%.

## 5 CONCLUSÃO

A literatura que relaciona qualidade dos gastos educacionais ao desempenho dos alunos, seja brasileira ou internacional, busca, em seus recentes estudos, mensurar a qualidade do ensino, e não só a quantidade.

O Brasil avançou vagarosamente, se comparado a outros países, com relação às políticas educacionais desenvolvidas. Desde meados da década de 90, o país conseguiu elevar a frequência escolar em todos os níveis. A questão agora é melhorar a qualidade da educação ofertada pela rede pública de ensino.

Os resultados dos modelos desenvolvidos apontam para um efeito estatisticamente significativo na qualidade dos gastos por aluno. Entretanto, esse impacto foi mínimo nas duas disciplinas e nos dois modelos analisados, mostrando que um aumento de R\$ 1.000,00 eleva em média 9 (nove) pontos nas notas dos discentes para estimativa de efeitos fixos em ambas as disciplinas. Portanto, o intercepto mostra que, sendo os outros coeficientes iguais a zero, português sempre vai figurar um nível abaixo de matemática, nos dois modelos analisados.

Chama atenção essa regularidade dos impactos no desempenho relacionada às variáveis para os modelos de matemática e português, prevalecendo como modelos mais consistentes os de efeitos fixos.

A exceção é a escolaridade da mãe, sendo esta criada como uma média ponderada, mensurando apenas o efeito do sinal do coeficiente, sem análise de impacto (magnitude). Ainda se pode analisar o nível de ensino dos professores, não significativa na disciplina de matemática, entretanto apresenta um bom resultado em português.

Um efeito não esperado no estudo é a distorção idade série (*dis*) dos municípios, pois se mostra significativa e positivamente correlacionada com o desempenho dos estudantes. Entretanto, essa pode ser uma endogeneidade que os efeitos não conseguem medir, como o Programa de Alfabetização na Idade Certa, que objetiva alfabetizar alunos até o 2º ano, e do 3º ao 9º ano, aqueles ainda não alfabetizados.

Pode-se concluir que, no estado do Ceará, gastos educacionais possuem impacto muito pequeno no desempenho dos alunos. Esse resultado não é somente um fenômeno cearense e nem brasileiro, aparece até mesmo em países desenvolvidos. Estes fatos tendem a se reforçar na medida em que o presente trabalho contribui na literatura, a qual afirma que essa relação quase não existe ou existem de forma mínima, legitimando, de certa forma, os resultados deste estudo.

Fica claro e evidente que, somente elevar o montante de recursos orçamentários destinados à educação, não conseguirá melhorias no desempenho escolar. É necessário saber alocar os insumos para maximizar o aprendizado dos estudantes cearenses.

É sabido que, como a metodologia econométrica possui suas limitações, pode-se sugerir usar outros métodos que busquem encontrar fatores endógenos de cada município. Um exemplo importante de uma variável omitida é habilidade do estudante. No entanto, a discussão sobre o tema é grandiosa, ficando para trabalhos futuros a utilização de modelos que possam estimar essas características específicas de cada município, como o método de variáveis instrumentais ou modelos de efeitos aleatórios.

## REFERÊNCIAS

ABRAHÃO, J.; FERNANDES, M. A. Sistema de Informações sobre os Gastos Públicos da Área de Educação – SIGPE: Diagnóstico para 1995. **Texto para Discussão**, n. 674, IPEA, Brasília, 1999.

AGUIAR NETO, João Coutinho. **Análise de Eficiência dos Gastos Públicos em Educação no Município de Meruoca**. 2010. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza-Ce, 2010.

ANGRIST, J. D. e KRUEGER, A. B. Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings? **The Quarterly Journal of Economics**. Massachusetts, v. 106, issue 4, p. 979-1040, november 1991.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. A. O Retorno da Educação no Brasil. Pesquisa e Planejamento Econômico. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 38, p. 97-125, 2008.

\_\_\_\_\_. Educação e Crescimento: O que a Evidência Empírica e Teórica Mostra? **Economia**, Brasília (DF), v.11, n.2, p. 265–303, maio/ago. 2010.

BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane; SANTOS, Daniel Domingues dos; QUINTAES, Giovani. Determinantes do Desempenho Educacional no Brasil. **Instituto de Pesquisa e Economia Aplicada (IPEA)**: Texto para Discussão, Rio de Janeiro, n. 834, 2001.

BENEGAS, M. O Uso do Modelo Network DEA para Avaliação da Eficiência Técnica do Gasto Público em Ensino Básico no Brasil. **Economia**, Brasília, v. 13, p. 569-601, 2012.

BIONDI, R. L.; FELÍCIO, F. Atributos escolares e o desempenho dos estudantes: uma análise em painel dos dados do Saeb. Brasília, **Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP)**, 2007.

BRUNET, J. F. G.; BERTÊ, A. M. A.; BORGES, C. B. Qualidade do gasto público em educação nas redes públicas estaduais e municipais. In: II CONGRESSO CONSAD DE GESTÃO PÚBLICA – PAINEL 32: QUALIDADE DO GASTO PÚBLICO II, 2009, Brasília-DF. **Anais...** Brasília-DF. Conselho Nacional de Secretários de Estado da Administração, 2009. Disponível em: <<http://consad.org.br/evento/ii-congresso/>>. Acesso em: 18 de Maio de 2014.

CASALONE, Giorgia; SONEDDA, Daniela. Evaluating the distributional effects of fiscal policies using quantile regressions. **Review of Income and Wealth**. Oxford, Series 59, p. 305-325, n. 2, june. 2013.

CAMERON, A. C; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: Methods and Applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

COLEMAN, J. S.; CAMPBELL, E. Q.; HOBSON, C. F.; MCPARTLAND, J.; MOOD, A. M. Equality of Educational Opportunity. **U. S. Office of Education**. Washington, 1966.

CURI, A.; MENEZES FILHO, N. A. Determinantes dos gastos com educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 40, p. 1-39, 2010.

DIAZ, Montoya Dolores Maria. Qualidade do gasto Público em Educação no Brasil. **Fundação Instituto de Pesquisa Econômica (FIPE)**, São Paulo, p. 47-73, 2007.

\_\_\_\_\_. Qualidade do gasto Público Municipal em Ensino Fundamental no Brasil. **Revista de Economia Política**, [São Paulo], vol. 32, nº 1 (126), pp. 128-141, jan./mar. 2012.



EDUCAÇÃO é dinheiro. **Boletim da Educação: Educar para Crescer**, São Paulo, 23 de junho de 2009. Disponível em: <<http://educarparacrescer.abril.com.br/politica-publica/entrevista-eric-hanushek-479414.shtml>>. Acessado em: 14 de novembro de 2014.

FRANCO, A. M. P. Os determinantes do aprendizado com dados de um painel de escolas do SAEB. **Fundação Instituto de Pesquisa Econômica (FIPE)**, [São Paulo], mar./2009.

FRANCO, A. M. P.; MENEZES-FILHO, N. A. Os determinantes do aprendizado com dados de um painel de escolas do SAEB. In: **XXXVII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, 2009, FOZ DO IGUAÇU. Trabalhos aprovados, 2009.

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ. **Educação do Ceará mais uma vez é destaque na imprensa nacional**. Fortaleza-CE, Sexta feira, 25 de abril, 2014. Disponível em: <<http://www.ceara.gov.br/sala-de-imprensa/noticias/10569-educacao-do-ceara-mias-uma-vez-e-destaque-na-imprensa-nacional>>. Acesso: em: 10 de Maio de 2014.

GUIA DE NORMALIZAÇÃO DE TRABALHOS ACADÊMICOS DA UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ. **Biblioteca universitária**: comissão de normalização. 2013. Disponível em: <<http://pt.calameo.com/read/001848523bf6ac6366464>>. Acessado em: 05 de Junho de 2014.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria Básica**. 5. ed., Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.

HAELERMANS, C. *et al.* On the allocation of resources for secondary schools. **Economics of Education Review**. Netherlands, v. 31, Number 5, p. 575– 586, 27 de february 2012.

HANUSHEK, E. A. Measuring Investment in Education. **Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n. 4, p. 9-30, fall 1996.

\_\_\_\_\_. The Single Salary Schedule and Other Issues of Teacher Pay. **Peabody Journal of Education**, p. 574-586, october 2007.

\_\_\_\_\_. Incentives for Efficiency and Equity in the School System. **Perspektiven der Wirtschafts politik**. Oxford, Special Issue 9, p. 5-27, 2008.

\_\_\_\_\_. The Economic Value of Education and Cognitive Skills. In: SYKES, G.; SCHNEIDER, B.; PLANK, D. N., **Handbook of Education Policy Research**, New York: Routledge, p. 39-56, 2009.

HANUSHEK, E. A.; KIMKO, D. D. Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations. **American Economic Review**. v. 90, n. 5, p.1184-1208, december 2000.

HANUSHEK, E. A.; RIVKIN, S. G. Teacher Quality. **Handbook of the Economics of Education**, v. 2, Amsterdam: North Holland, p. 1052-1078, 2006.

\_\_\_\_\_. Pay, Working Conditions, and Teacher Quality. **Future of Children**, [Princeton], v. 17, n. 1, p. 69-96, spring 2007.

\_\_\_\_\_. The Distribution of Teacher Quality and Implications for Policy. **Annual Review of Economics**, p. 131-157, 4, september 2012.

HORTA NETO, João Luiz. Um olhar retrospectivo sobre a avaliação externa no Brasil: das primeiras medições em educação até o SAEB de 2005. **Revista Iberoamericana de Educación** (ISSN: 1681-5653). EDITA: Organización de Estados Iberoamericanos para la Educación, la Ciencia y la Cultura (OEI), n.º 42/5 – 25 de abril de 2007.

INDICADORES ECONÔMICOS BRASILEIROS 2001-2012. **Elevação da Escolaridade e da Qualidade do Ensino**. Pag. 36 a 43. Disponível em: <<http://aplicacoes.mds.gov.br/sagirms/ferramentas/docs/IDB-portugues.pdf>>. Acesso em: 16 de Agosto de 2014.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA - INEP: Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br>>, 2014.

JAMISON, E. A.; JAMISON, D. T.; HANUSHEK, E. A. The Effects of Education Quality on Income Growth and Mortality Decline. **National Bureau of Economic Research**, 1050, Massachusetts Avenue Cambridge, working paper 12652, oct. 2006.

MENEZES-FILHO, Naércio. Os determinantes do desempenho escolar no Brasil. São Paulo: **Instituto Futuro Brasil**, Texto para discussão, n. 2, p. 30, 2007.

MENEZES-FILHO, N.; AMARAL, L. A Relação entre Gastos Educacionais e o Desempenho Escolar. In: IBMEC **Working Paper 109**, São Paulo, 2009.

MENEZES-FILHO, Naércio; OLIVEIRA, Alisson Pablo. A Relação entre Gastos e Educação e Desempenho Escolar nos Municípios Brasileiros: Uma Análise com dados em Painel. **Universidade de São Paulo**, BNDS, 2014. Disponível em: <[http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes\\_pt/Galerias/Arquivos/produ tos/download/chamada\\_publica\\_FEP0410\\_topico4.pdf](http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/produ tos/download/chamada_publica_FEP0410_topico4.pdf)>. Acesso em: 17 de maio de 2014.

PETTERINI, F. C.; IRFFI, G. D. Evaluating the impact of a change in the ICMS tax law in the state of Ceará in municipal education and health indicators. **Economia**, v. 14, Issue 3-4, p. 171-184, sept./dec., 2013.

PONTILI, R. M.; KASSOUF, A. L. Fatores que afetam a frequência e o atraso escolar, nos meios urbano e rural, de São Paulo e Pernambuco. **Revista de Economia e Sociologia Rural (RER)**, Rio de Janeiro, vol. 45, n. 01, p. 027-047, jan./mar. 2007.

REIS, M. C.; RAMOS, L. Escolaridade dos Pais, Desempenho no Mercado de Trabalho e Desigualdade de Rendimentos. **Revista Brasileira de Educação (RBE)**, Rio de Janeiro, v. 65, n. 2, p. 177–205 Abr-Jun 2011.

RELATÓRIO NACIONAL PISA 2012: Resultados Brasileiros. **Fundação Santillana**. São Paulo, 2012. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/internacional-novo-pisa-resultados>>. Acesso em 20 de Maio de 2014.

RIANI, J. L. R.; RIOS-NETO, E. L. G. Background familiar versus perfil escolar do município: qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros?. **Rev. Bras. Estat. Pop.**, São Paulo, v. 25, n. 2, p. 251-269, jul./dez. 2008.

SAMPAIO, B.; GUIMARÃES, J. Diferenças de eficiência entre ensino público e privado no Brasil. **Econ. Aplic.**, São Paulo, v. 13, n. 1, p. 45-68, jan./mar. 2009.

SANTOS, F. C. B.; CRIABI NETO, F.; SOUZA, M. C. S. Uma Avaliação da Eficiência do Gasto Público Municipal no Brasil. **Rev. Bras. Estat.**, Rio de Janeiro, v. 68, n. 228, p. 7-55, jan./june. 2007.

SILVA, J. L. M.; ALMEIDA, J. C. L. Eficiência no Gasto Público com Educação: Uma Análise dos Municípios do Rio Grande do Norte. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 39, jul./dez. 2012.

WJUNISKI, B. S. Education and development projects in Brazil (1932-2004): Political economy perspective. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 33, n. 1 (130), p. 146-165, Jan./Mar. 2013.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M.. **Econometric analysis of cross section and panel data**. MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England, [2002].

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

ZOGHBI A. C. P. *et al.* Mensurando o Desempenho e a Eficiência dos Gastos Estaduais em Educação Fundamental e Média. **Est. econ.**, São Paulo, v. 39, n. 4, p. 785-809, out./dez. 2009.

ZOGHBI A. C. P. *et al.* Uma Análise da Eficiência nos Gastos em Educação Fundamental para os Municípios paulistas. **Planejamento e Políticas Pública**, n. 36, jan./jun. 2011.

## **DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS DA REGIÃO NORDESTE ENTRE 2002 E 2012: O EFEITO DO SALÁRIO MÍNIMO**

## DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS DA REGIÃO NORDESTE ENTRE 2002 E 2012: O EFEITO DO SALÁRIO MÍNIMO

*Joyciane Coelho Vasconcelos<sup>30</sup>; Jair Andrade Araujo<sup>31</sup>; Andréa Ferreira da Silva<sup>32</sup>;  
Janaina Cabral da Silva<sup>33</sup>*

### RESUMO

Este artigo investiga a contribuição do salário mínimo (SM) para o processo de desconcentração dos rendimentos do mercado de trabalho da Região Nordeste do Brasil no período 2002-2012. Os microdados utilizados são oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Utilizou-se a metodologia de simulação proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) a partir da estimativa de funções densidade Kernel contrafactuais. As simulações foram realizadas para pessoas do gênero feminino e masculino.

**Palavras-chave:** Concentração dos rendimentos; Salário mínimo; Mercado de trabalho.

### ABSTRACT

This paper investigates the contribution of the minimum wage (MW) for the devolution of income from the labor market the Northeast Region of Brazil in the period 2002-2012. The micro data used are from the National Sample Survey (PNAD) of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). Used the simulation methodology proposed in DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) from the estimated counterfactual Kernel density functions. The simulations were performed for people females and males.

**Keywords:** Concentration of income; Minimum wage; Labor market.

---

<sup>30</sup> Economista. Mestre em Economia Rural. Doutoranda em Desenvolvimento e Meio Ambiente pela Universidade Federal do Ceará-UFC. E-mail: joyciane.c.v@gmail.com.

<sup>31</sup> Doutor em Economia. Professor do Programa de Pós-graduação em Economia Rural (MAER) da Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: jaraujoce@gmail.com.

<sup>32</sup> Economista. Mestre em Economia Rural. Doutoranda em Economia pela Universidade Federal da Paraíba-UFPB. E-mail: andrea.economia@yahoo.com.br.

<sup>33</sup> Economista. Mestre em Economia Rural. Doutoranda em Economia pela Universidade Federal da Paraíba-UFPB E-mail: janaina.12@gmail.com.

## 1 INTRODUÇÃO

A região Nordeste possui elevada desigualdade de renda quando comparadas às regiões brasileiras. Dados do IBGE (2013) revelam que o Nordeste apresentou o maior nível de desigualdade de renda, com Índice de Gini na ordem de 0,523. Embora continue ocupando um patamar alto, a concentração de renda tem registrado, nos últimos anos, uma trajetória de queda. A propósito, em seu trabalho, Oliveira (2010) explica quais os fatores que levaram a esta queda, em particular, os rendimentos provenientes do trabalho.

Também Araujo e Morais (2014), a partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNADs) e referentes ao período 2001 a 2011, concluem que o mercado de trabalho contribui para a redução da desconcentração de renda. No Nordeste brasileiro esse percentual foi de 7,9% entre 2009 a 2011. Aliás, já é bastante consensual na literatura que trata do assunto, que parte da redução da desigualdade no Brasil, se deve a mudanças nos rendimentos da renda proveniente do trabalho.

Vale ressaltar que, nos últimos anos tem sido cada vez mais celebrada uma política que valorize o poder do salário mínimo (doravante SM), o que certamente tem efeitos na distribuição de renda do mercado de trabalho. À guisa de ilustração, ao se comparar o valor real do SM do ano de 2002 e o de 2012, observa-se um aumento de 66% (DIEESE,2014).

Dado que o salário real é um dos principais determinantes dos níveis de emprego, e um dos indicadores de distribuição de renda no país, surge a necessidade de analisar o impacto que esta evolução teve sobre a desigualdade de renda. Aliás, são insatisfatórias as respostas, até então, ao seguinte questionamento: em que medida a política do salário mínimo contribuiu na desconcentração de renda do Nordeste brasileiro? O artigo pretende responder a dar uma resposta que seja mais completa. Para tanto, incorpora à análise a diferença entre os sexos masculino e feminino. Esta é a razão maior pela qual este artigo se distingue dos demais: ele tem com propósito verificar qual o efeito da elevação do salário mínimo real sobre os rendimentos das diferentes categorias de empregados, em particular, o comportamento das variáveis casuais para o gênero feminino e masculino da região Nordeste.

Pelo exposto, este artigo tem como objetivo investigar a contribuição do salário mínimo no processo de desconcentração dos rendimentos do trabalho no intervalo de 2002 a 2012. A amostra estudada contempla todos os trabalhadores que recebem renda com valor positivo e com idade maior de 15 anos e menor que 60 anos; *dummies* de gênero e raça como fatores de discriminação, sindicato, formal, ocupação e setor de atividade. Os dados foram extraídos das PNADs do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

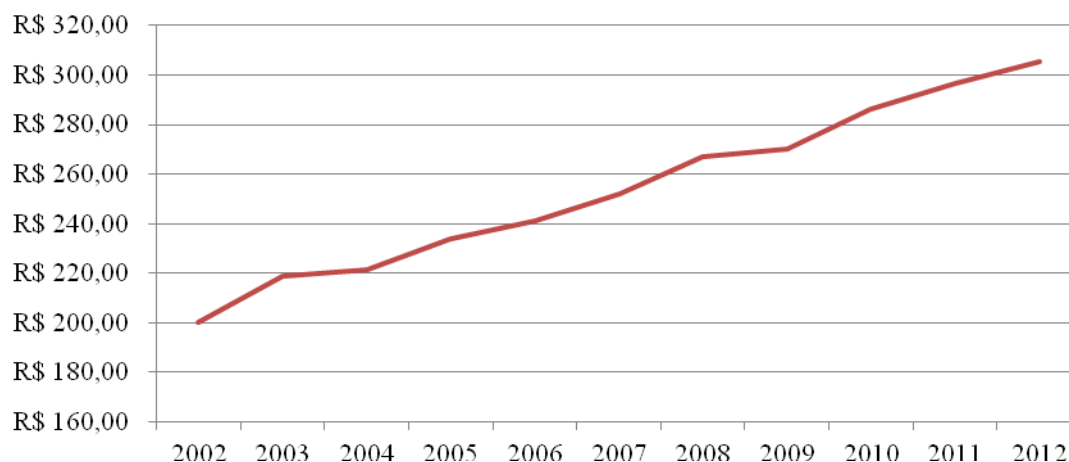
Como procedimento delineado, constrói-se a chamada distribuição contrafactual, a qual pode ser confrontada com a distribuição original dos salários da população. As variáveis causais consideradas neste artigo foram salário mínimo (SM), o grau de formalidade e os atributos pessoais. Pelo exercício contrafactual busca-se saber qual seria a contribuição das variáveis causais na distribuição de renda dos empregados. Para tanto, utiliza-se a abordagem não paramétrica tal qual apresentada por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) que mensura, por meio da função densidade, o fator que influencia no comportamento dos salários e os efeitos que ele incide sobre os mesmos.

Além da introdução, o presente trabalho está organizado da seguinte forma: na seção dois são apresentados alguns fatos estilizados. Na terceira, é feita uma revisão da literatura em termos de arcabouços teóricos e empíricos. Na quarta, é apresentada a metodologia de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996). Na quinta seção, faz-se uma descrição da base de dados. Os resultados e as discussões estão explanados na sexta seção, seguidas das considerações finais.

## 2 FATOS ESTILIZADOS

A Gráfico 1, a seguir, mostra a evolução do salário mínimo real durante o período de 2002 a 2012, nota-se que o mesmo passou por um processo de recuperação de seu valor real perdido ao longo das décadas anteriores, pode-se ver que seus valores foram de 200,00 e 305,69 para os anos 2002 e 2012, respectivamente. Logo, ocorreu uma valorização 52,8% no salário real que é um dos principais determinantes dos níveis de emprego.

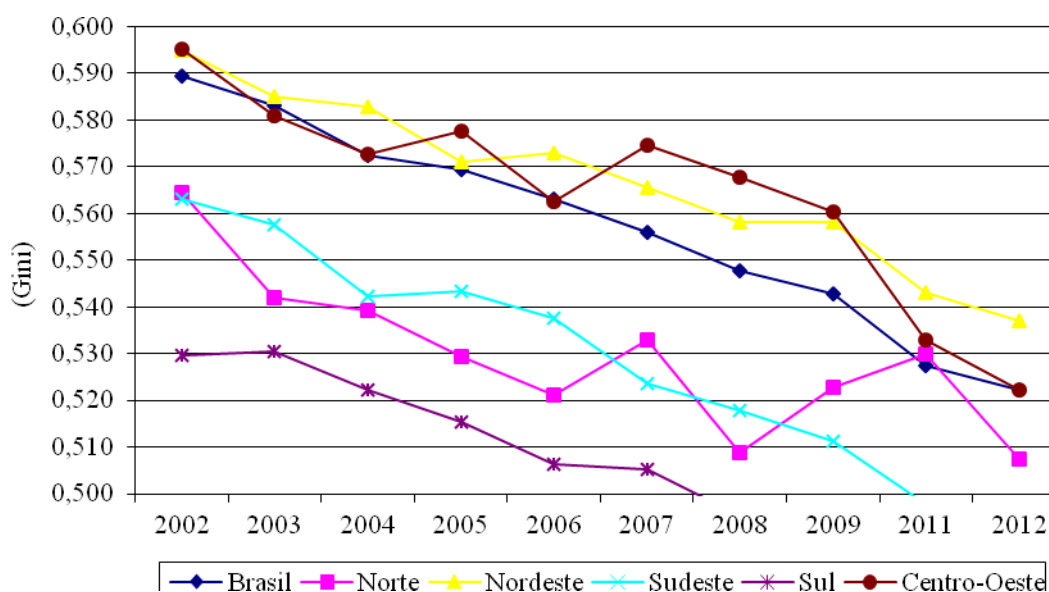
**Gráfico 1-** Evolução do Salário Mínimo Real: 2002-2012



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da IPEA/ ano base 2002-IPCA.

No mesmo período, no Gráfico 2, mostra que a desigualdade de renda reduziu-se no Brasil, bem como em todas as grandes regiões. Pode-se ver que o coeficiente de Gini para o Brasil caiu de 0,589 a 0,522 no período analisado, que significou uma redução de 11,4% na desigualdade de renda. Seguindo a tendência da economia brasileira, todas as macrorregiões também apresentaram uma diminuição na desigualdade de renda. A Região Nordeste apresentou uma redução de 9,7%, passando de 0,595 para 0,537. Já o Sudeste exibiu uma redução de 12,1%, passando de 0,563 para 0,495. Sendo o Sul a Região que apresentou a maior redução do Gini, com 13,3%.

**Gráfico 2-** Índice de Gini para as regiões brasileiras: 2002-2012



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da PNAD.

A simultaneidade desses dois movimentos dos Gráficos sugere que o aumento do salário mínimo teria contribuído para a redução das desigualdades de rendimento. Desta forma dado que a desigualdade de renda existente entre as regiões brasileiras é um problema recorrente. Constitui-se importante campo de pesquisa o entendimento dos efeitos do salário mínimo sobre os diferentes setores da economia e as diversas categorias de empregados agrícolas.

### 3 REFERENCIAL TEÓRICO

No Brasil, o debate sobre os efeitos do mínimo sobre a desigualdade ganhou eficácia com o artigo de Macedo e Garcia (1978), no qual os autores contestaram a importância do

salário mínimo na determinação dos salários dos trabalhadores não qualificados. Tal artigo desencadeou uma série de trabalhos que investigavam a importância do mínimo sobre a distribuição de salários. Hoffmann (1998) investigou a influência do salário mínimo sobre a pobreza e a desigualdade no Brasil, entre os anos de 1979 e 1997. Ajustando equações para captar o efeito do salário mínimo, o autor encontrou que aumentos no salário mínimo contribuem para reduzir a desigualdade. .

Fajnzylber (2001) por sua vez, utilizou *dummies* para cada faixa de salários em suas regressões a fim de captar esses efeitos diferenciados e investiga os efeitos do SM sobre os rendimentos e o emprego dos trabalhadores, por meio dos dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE no período de 1982 a 1997. O autor utilizou a metodologia desenvolvida por Neumark, Schweitzer e Wascher (2000) e estimou a variação percentual dos ganhos de um indivíduo como função da variação percentual do salário mínimo e da variação percentual do salário mínimo defasado em um ano, além de alguns controles. Os resultados revelaram efeitos significativos do SM sobre os rendimentos individuais em toda a distribuição de renda dos trabalhadores formais e informais. As elasticidades obtidas são próximas de um para aqueles com remuneração próxima do mínimo e caem à medida em que os rendimentos ficam maiores. Esses efeitos tendem a serem maiores no curto prazo, para homens, para chefes de famílias e valem tanto para os trabalhadores do setor formal como para os do setor informal.

Na mesma perspectiva, Firpo e Reis (2006) analisaram o papel do aumento do salário mínimo (SM) na redução da desigualdade dos rendimentos do trabalho principal de 2001 a 2005. Obtém a contribuição do salário mínimo para a desigualdade pela diferença entre o indicador de desigualdade medido por meio da distribuição ressaltada e o indicador calculado via distribuição contrafactual dos rendimentos. Os resultados identificam que o salário mínimo teria contribuído como 36% da redução do índice de Gini no período de 2001 a 2005.

Ao estudarem como seria a distribuição salarial em 1988 se o salário mínimo fosse o mesmo que em 1981, Menezes Filho e Rodrigues (2009) utilizaram a metodologia proposta por DiNardo *et al.* (1996). Consideraram cinco fatores explicativos da distribuição salarial: variações do salário mínimo real; mudança no grau de sindicalização; mudanças no nível de escolaridade dos trabalhadores; modificações na distribuição das características individuais, menos o nível de sindicalização e de escolaridade; e mudanças residuais. Concluíram que há efeitos importantes do mínimo sobre a desigualdade brasileira.



Já, Neder e Ribeiro (2010) investigaram a contribuição do salário mínimo para o procedimento de desconcentração dos rendimentos do trabalho no intervalo de 2002 a 2008, utilizaram a metodologia proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), com alguns ajustamentos. As variáveis causais consideradas no estudo foram o SM, o grau de formalidade e os atributos pessoais. Os efeitos das simulações para trabalhadores do gênero feminino e masculino assinalaram que o salário mínimo teve impacto equalizador em ambos os casos, contudo o impacto referente às mulheres é mais acentuado.

Ao comparar as regiões nordeste e sudeste do Brasil, Duarte *et al.* (2003), faz exercícios contrafactuais entre essas regiões. Utilizam método semiparamétrico, seguindo DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e valem-se de dados da PNAD de 1999. Construíram densidades contrafactuais, reponderando a distribuição da Nordeste/Ceará pelo perfil de escolaridade Sudeste/São Paulo. Encontram que entre 12% e 36% do diferencial de renda é explicado pelo diferencial de escolaridade; a reponderação pela escolaridade aumentou renda média nos contrafactuais em cerca de 55% a; a renda do contrafactual do Nordeste equivale a 93% da renda média brasileira.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Estimador *Kernel*

De modo semelhante ao histograma, o estimador *Kernel* considera a divisão dos dados em intervalos de classes, e a cada intervalo é associado o número de observações que pertence aos respectivos intervalos. Este método difere do histograma na medida em que os intervalos são superpostos e as observações são ponderadas de acordo com sua distância em relação ao ponto médio do intervalo. Fatores que contribuíram para esta ampla utilização são a simplicidade e as boas propriedades e desde então conhecido como estimadores Rosenblatt-Parzen, também chamado estimador núcleo e denotado por  $f(X)$ .

A função de densidade Kernel é expressa por meio da seguinte equação:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (1)$$

Sendo que:  $K(\cdot)$ : é uma função simétrica chamada *Kernel*, satisfazendo as seguintes propriedades:  $\int_{-\infty}^{\infty} K(t)dt = 1$ ,  $\int_{-\infty}^{\infty} tK(t)dt = 0$  e  $\int_{-\infty}^{\infty} t^2K(t)dt = k \neq 0$ . Quando  $K(\cdot)$  for

uma função não negativa ela será uma função densidade de probabilidade, o que implica que  $\hat{f}(x)$  será também uma função densidade de probabilidade;  $h$ : é a largura dos intervalos de classes também conhecida como parâmetro de suavização.

No caso das funções de densidade Kernel estimadas para os anos de 2002 e 2012, utilizou-se os pesos da PNAD, porém normalizados para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a um. Em relação às funções de densidade contrafactuais, os pesos são obtidos por meio do produto dos pesos de amostragem da PNAD e os pesos obtidos pela metodologia de reponderação. Mais uma vez, esse produto foi normalizado para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a um. Os valores das funções de densidade Kernel foram estimados em 1000 pontos da variável  $x$ , que corresponde ao logaritmo natural do rendimento mensal do trabalho principal.

O Índice de Theil, por sua vez, é calculado por meio das funções de densidade Kernel estimadas e envolve as seguintes etapas: 1) retorna-se ao valor do rendimento do trabalho em cada ponto da abscissa  $x$  utilizado na estimativa das funções de densidade através da expressão  $v = \exp(x)$ , onde  $x$  é o logaritmo natural do rendimento do trabalho; 2) estima-se a função densidade de  $v$  ( $f(v)$ ) que é igual à  $f(x) / v$ ; 3), calcula-se o valor estimado da média de

$$\mu_v = \int_{-\infty}^{v_{\max}} v f(v) dv$$

v pela expressão  $\mu_v = \int_{-\infty}^{v_{\max}} \frac{v}{\mu_v} \ln\left(\frac{v}{\mu_v}\right) dv$ . Em resumo, o índice de Theil é igual a

Por outro lado, o cálculo do Índice de Gini exigiu um procedimento mais complexo. Inicialmente estima-se a função de distribuição cumulativa de  $v$  a partir da integração de sua função densidade. Em seguida, calcula-se a curva de Lorenz a partir da expressão

$$L(p) = \frac{\int_0^p Q(q) dq}{\int_0^1 Q(q) dq} = \frac{1}{\mu_0} \int_0^p Q(q) dq$$

onde  $Q$  é a função quantílica e  $p$  é a proporção acumulada da

população. Por último, o Índice de Gini é dado pela expressão

$$G = 2 \int_0^1 (p - L(p)) dp$$

No presente trabalho, acompanhando as sugestões de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e Butcher e DiNardo (1998), adota-se o núcleo gaussiano e trabalha-se com o logaritmo da renda do trabalho para reduzir o problema de assimetria.

Pode-se considerar que cada observação da amostra é um vetor  $(w, z)$ , onde  $w$  representa os salários (uma variável contínua) e  $z$ , os atributos de cada indivíduo. A densidade

de salários em um ponto do tempo  $f_t(w)$  pode ser escrita como a integral da densidade de salários condicionada a um conjunto de atributos individuais e ao tempo  $t_w$ , sendo expressa como  $f(w|z, t_w; m_t)$ , sobre a distribuição de atributos individuais  $F(z|t_z)$  na data  $t_z$ :

$$\begin{aligned} f_t(w) &= \int_{z \in \Omega_z} dF(w, z | t_{w,z} = t; m_t) = \int_{z \in \Omega_z} f(w | z, t_w = t; m_t) dF(z | t_z = t) \\ &= f(w; t_w = t, t_z = t, m_t) \end{aligned} \quad (2)$$

Em que :  $\Omega_z$  é o domínio de definição dos atributos individuais.

Conforme DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), para a estimação das funções de densidade contrafactuais, é necessária a combinação de diferentes períodos do tempo. A última linha da equação (2) tem como finalidade completar essas condições ao introduzir a notação que leva em conta essa combinação. Por exemplo,  $f(w; t_w = 2002, t_z = 2002, m_{2002})$  é a função densidade efetiva de salários em 2002;  $f(w, t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002})$  é a função densidade (contrafactual) que prevaleceria em 2002 se a distribuição dos atributos individuais fosse a mesma de 2012.

No intuito de estimar a função de densidade contrafactual anterior, considera-se a hipótese de que a estrutura de salários de 2002 (representada por  $f(w; z, t_w = 2002, m_{2002})$ ) não depende da distribuição de atributos. Nesse caso, a densidade hipotética  $f(w, t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002})$  é:

$$\begin{aligned} f(w, t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002}) &= \\ &= \int f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) dF(z|t_z = 2012) = \\ &= \int f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_z(z) dF(z|t_z = 2002) \end{aligned} \quad (3)$$

A equação (3) define a densidade de renda do trabalho de 2002, que prevaleceria se as condições fossem similares às de 2012 e, conforme pode ser observado, é idêntica à definição em (2), exceto pela função de reponderação. Na verdade, o problema de estimação da função de densidade contrafactual desejada fica reduzido ao cálculo de ponderações apropriadas.

Logo, estima-se as funções de densidade contrafactuais usando o método de estimadores de núcleo ponderados, onde usa-se um novo ponderador que contém uma estimativa para  $\psi_z$ .

Sendo que  $\psi_z$  é uma função de reponderação definida por:

$$\psi_z(z) = dF(z|t_z = 2012)/dF(z|t_z = 2002) \quad (4)$$

e

$$\hat{f}(w; t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002}) = \sum_{i \in S_{2002}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\psi}_z(Z_i) K\left(\frac{w - w_i}{h}\right) \quad (5)$$

O termo  $h$  é o parâmetro que regula o grau de suavidade de uma densidade *Kernel*. Esse parâmetro é denominado de janela ou *bandwidth*.

A diferença entre a função densidade efetiva de 2002 e a função densidade hipotética corresponde ao efeito das mudanças na distribuição dos atributos dos trabalhadores. Em seguida, detalha-se a metodologia utilizada na identificação da contribuição de cada fator (salário mínimo, grau de formalidade e atributos) nos indicadores de desigualdade.

### 3.2 Efeitos das mudanças no grau de formalidade do mercado de trabalho e outros atributos

Os atributos individuais  $\mathbf{z}$  consiste do status de formalização da ocupação  $\mathbf{u}$  (representado por uma variável *dummy*) e um vetor  $\mathbf{x}$  de atributos que inclui experiência<sup>34</sup>, escolaridade, raça, formal, região e área censitária. Em uma linguagem algébrica, a distribuição dos atributos  $F(z|t_z=t)$  é igual ao produto de  $F(u|x, t_{u|x}=t)$  e  $F(x|t_x=t)$ .

A função densidade dos salários em 2002 é definida a partir da equação (2). Ou seja, essa equação corresponde a:

$$f(w; t_w = 2002, t_{u|x} = 2002, t_x = 2002, m_{2002}) = \iint f(w|u, x, t_w = 2002; m_{2002}) dF(u|x, t_{u|x} = 2002) dF(x|t_x = 2002) \quad (6)$$

O primeiro passo na estimação da função densidade hipotética corresponde à construção da função densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se os graus de formalidade e informalidade, mas não os outros atributos, tivessem o mesmo nível de

---

<sup>34</sup> A variável experiência corresponde à diferença entre a idade do trabalhador e a idade em que esse trabalhador começou a trabalhar.

2002<sup>35</sup>. A partir desse objetivo, introduz-se uma hipótese adicional em que a função densidade condicional  $f(w|u, x, t_w; m_t)$  não depende do grau de formalidade e informalidade. Assim, calcula-se a função densidade que prevaleceria em 2002 se os graus de formalidade e informalidade fossem os mesmos registrados no ano de 2012, embora os demais atributos permanecessem nos níveis de 2002. Essa função é na verdade uma versão re-ponderada da função densidade de 2002:

$$\begin{aligned}
 & f(w, t_w = 2002, t_{u/x} = 2012, t_x = 2002, m_{2002}) \\
 & \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) dF(u|x, t_{u/x} = 2012) dF(x|t_x = 2002) \\
 & \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_z(u, x) dF(x|t_{u/x} = 2002) dF(x|t_x = 2002) \quad (7)
 \end{aligned}$$

O termo  $\psi_{u/x}(u, x)$  é uma função re-ponderada e definida como:

$$\begin{aligned}
 \psi_{u/x}(u, x) &= dF(u|x, t_x = 2012)/dF(u|x, t_x = 2002) = \\
 & u \frac{Pr(u = 1|x, t_{u|x} = 2012)}{Pr(u = 1|x, t_{u|x} = 2002)} + [1 - u] \frac{Pr(u = 0|x, t_{u|x} = 2012)}{Pr(u = 0|x, t_{u|x} = 2002)} \quad (8)
 \end{aligned}$$

A última parte da equação (8) é obtida e considera que o status de formalidade  $u$  toma somente os valores de zero (setor informal) e 1 (setor formal), e portanto,  $dF(u|x, t_{u|x}) = u Pr(u = 1|x, t_{u|x}) + [1 - u] Pr(u = 0|x, t_{u|x})$ .

O modelo padrão para estimar essa probabilidade é o modelo *probit*, qual seja:

$$Pr(u = 1|x, t_{u|x} = t) = Pr(\varepsilon > -\beta'_i H(x)) = 1 - \Phi(-\beta'_i H(x)) \quad (9)$$

Em que  $\Phi(\cdot)$  é a distribuição normal cumulativa e  $H(x)$  é um vetor de variáveis independentes, que é uma função de  $\mathbf{x}$  (o vetor de atributos individuais) e pode ser tratado como um polinômio de baixa ordem em  $\mathbf{x}$ .

<sup>35</sup> O texto de DiNardo et al. (1996) investigou o impacto da variável sindicalização sobre os indicadores de desigualdade, porém no mercado de trabalho Brasileiro os ganhos auferidos na negociação coletiva são repassados para todos os trabalhadores, independente da sindicalização. Diante disso, optou-se por substituir essa variável pelo grau de formalidade ou informalidade do mercado de trabalho, na medida em que esses mercados têm determinantes dos rendimentos distintos.

Para levar em consideração a influência dos demais atributos (vetor  $\mathbf{x}$ ), considera-se a densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se a distribuição de  $\mathbf{u}$  e  $\mathbf{x}$  fossem as mesmas de 2012:

$$\begin{aligned}
 & f(w, t_w = 2002, t_{u/x} = 2012, t_x = 2012, m_{2002}) \\
 & \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) dF(u|x, t_{u/x} = 2012) dF(x|t_x = 2012) \\
 & \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_x(u, x) dF(x|t_{u/x} = 2002) dF(x|t_x = 2002)
 \end{aligned} \tag{10}$$

Em que  $\psi_x(x) = dF(x|t_x = 2012)/dF(x|t_x = 2002)$ . Aplicando a regra de Bayes, esta relação pode ser escrita como:

$$\psi_x(x) = \frac{Pr(t_x = 2012|x) \cdot Pr(t_x = 2002)}{Pr(t_x = 2002|x) \cdot Pr(t_x = 2012)} \tag{11}$$

A probabilidade condicional de estar no período  $t$ , dados os atributos individuais  $\mathbf{x}$ , pode ser estimada por meio de um modelo probit tal como definido abaixo:

$$Pr(t_x = t | x) = Pr(\varepsilon > -\beta'_i H(x)) = 1 - \Phi(-\beta'_i H(x)) \tag{12}$$

As probabilidades não condicionais  $Pr(t_x = 2002)$  e  $Pr(t_x = 2012)$  podem ser facilmente calculadas como o número total de observações de cada ano em relação ao número total de observações para os dois.

### 3.3 Efeitos das mudanças no SM

Para construir a função densidade contrafactual em 2002, sob a hipótese de vigência do SM em seu nível mais elevado de 2012, seleciona-se parte da função de densidade de 2002 acima do SM de 2012 e parte da função densidade de 2012 que corresponde ao valor exato do SM em 2012, bem como os valores inferiores a esse valor.

Outro procedimento adotado é que se pré-multiplique a função densidade de 2012 por uma função de reponderação  $\psi_w(z, m_{2012})$  para assegurar que a integral definida total da

função obtida seja igual a 1. Em linguagem algébrica, essas operações correspondem à equação abaixo:

$$f(w|z, t_w = 2002, m_{2012}) = I(w \leq m_{2012})\psi_z(z, m_{2012})f(w|t_w = 2012, m_{2012}) + [1 - I(w \leq m_{2012})]f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) \quad (13)$$

Em que:

$$\psi_z(z, m_{2012}) = \frac{\Pr(w \leq m_{2012} | z, t_w = 2002)}{\Pr(w \leq m_{2012} | z, t_w = 2008)} \quad (14)$$

Para obter o efeito do SM sobre a distribuição total de salários em 2002, integra-se a densidade condicional na equação (13) sobre a densidade de atributos:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 2002; t_z = 2002; m_{2012}) = \\ \int (w|z, t_w = 2002, m_{2012}) dF(z|t_z = 2002) = \\ \int I(w \leq m_{2012})\psi_w(z, m_{2012})f(w|t_w = 2012, m_{2012}) dF(z|t_z = 2002) + \\ [1 - I(w \leq m_{2012})]f(w|z, t_w = 2002, m_{2002})dF(z|t_z = 2002) \\ \int I(w \leq m_{2012})\psi_w(z, m_{2012})f(w|t_w = 2012, m_{2012}) \psi_z(z)^{-1}dF(z|t_z = 2012) + \\ [1 - I(w \leq m_{2012})]f(w|z, t_w = 2002, m_{2002})dF(z|t_z = 2002) \end{aligned} \quad (15)$$

O termo  $\psi_w(z, m_{2012})$  é definido na equação (14) e o termo  $\psi_z(z)^{-1}$  segue definido abaixo:

$$\psi_z(z)^{-1} = \frac{\Pr(t_w = 2002|z, w \leq m_{2012})}{\Pr(t_w = 2012|z, w \leq m_{2012})} \cdot \frac{\Pr(t_w = 2012)}{\Pr(t_w = 2002)} \quad (16)$$

O cálculo da probabilidade de estar na data t, dados certos atributos individuais z e um salário abaixo do SM de 2012, é obtido por meio do modelo *probit* assim definido:

$$\Pr(t_w = t | z, w \leq m_{2012}) = \Pr(\varepsilon > -\beta' H(z)) = 1 - \phi(-\beta'(H(z))) \quad (17)$$

#### 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os dados foram retirados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, nos períodos de 2002 e 2012 do IBGE no Brasil. No quadro 01 tem a descrição completa das variáveis analisadas.

**Quadro 01** – Descrição das Variáveis

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO
Renda do trabalho principal	Variável do rendimento mensal do trabalho principal para pessoas de 10 anos ou mais. Número de horas trabalhadas por semana nesse trabalho. Em seguida denomina-se variável “remuhorar” representa remuneração por hora.
Ano2	Variável binária que assume valor unitário quando o ano for 2002 e valor nulo se o ano for 2012
Educação	Assume valores de 0 a 15. O valor nulo mostra que o indivíduo não completou o primeiro ano de escolaridade. Os valores de 1 a 14 mostram o número de anos de educação completos do indivíduo. O valor 15 significa que o indivíduo possui 15 ou mais anos de escolaridade.
Formal	Variável binária que representa a filiação do trabalhador a alguma entidade sindical; assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário
Gênero	Variável binária que assume valor unitário para mulheres e nulo para homens.
Exp	Experiência potencial (Idade – anos de estudo).
Exp2	Experiência potencial ao quadrado.
Raça	Variável binária que toma valor unitário para trabalhadores de raça branca e valor nulo em caso contrário.
Idade	Varia de 18 a 59 de acordo com os anos completos de idade do indivíduo. Para mostrar que o logaritmo natural dos salários não varia linearmente à idade, a variável <i>idade2</i> também é utilizada.
Sind	Variável binária que representa a filiação do trabalhador a alguma entidade sindical. Assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário.
Ocupação	<i>Dummies</i> de ocupação (empregados sem carteira de trabalho assinada, conta própria, empregadores) e empregados com carteira de trabalho assinada é a base de comparação. Por possuírem uma dinâmica salarial diferente, os servidores públicos, civis ou militares, foram excluídos da amostra.
Setor de atividade	<i>Dummies</i> de setor de atividade (indústria de transformação, construção civil, comércio e serviços, administração pública, educação saúde e cultura, serviços domésticos) e agricultura é à base de comparação.
Urbano	Variável binária que toma valor unitário para área rural e valor nulo caso contrário

Fonte: Elaboração dos autores.

Na Tabela 1, a seguir, têm-se os resultados da decomposição dos indicadores calculadas a partir dos valores que constam efetivamente nas PNADs no período estudado. Os fatores de decomposição são o SM real, mercado formal, considera-se os trabalhadores que pertencem carteira de trabalho assinada e atributos pessoais.

Ademais, tem-se os valores dos indicadores de desigualdade estimados para as funções de densidade contrafactuais do ano de 2002. Primeiramente, essa função contrafactual é construída para o valor real do salário mínimo de 2012 (2002cf), em seguida estima-se essa função a partir da manutenção das características de formalidade de 2012 sobrepostas à



distribuição contrafactual anterior (2002cfFormal). Por último, na estimação da função densidade hipotética do ano de 2002, utilizam-se os atributos individuais de 2012 sobrepostos às distribuições contrafactuais anteriores (2002cfAtributo). Após a estimação de cada função densidade contrafactual, calculam-se os indicadores de desigualdade.

A construção da quinta coluna da Tabela 1 por meio dos cálculos das medidas de desigualdade de renda (índices de Theil e de Gini) a partir das funções de densidade Kernel efetivas estimadas em 2002 e 2012. Os valores da diferença (dif) dos resíduos são obtidos a partir da diferença entre o indicador de concentração dos rendimentos correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores e o valor real de 2012.

Os valores do salário mínimo são obtidos a partir da diferença entre o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade efetiva em 2002 e o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual do salário SM e o valor real de 2012 no ano de 2002.

A linha do mercado formal corresponde à diferença entre o valor do indicador de concentração de rendimentos correspondente à função densidade contrafactual do SM e o valor do indicador de desigualdade para a função densidade contrafactual do grau de formalização. Caso, o valor dessa diferença é negativo significa que o efeito sobreposto das condições de formalização do mercado de trabalho é redistributivo.

Já a última linha, atributos, encontram-se os valores das diferenças entre o indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual do grau de formalização e o indicador de concentração dos rendimentos correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores.

Os valores positivos da coluna Dif devem ser interpretados como efeitos desconcentradores, enquanto que valores negativos referem-se a efeitos concentradores dos fatores. Ou seja, caso se verifique que o resultado dessa diferença tem valor negativo, observa-se que a elevação do SM real quando sobreposta à distribuição de salários de 2002, causaria efeito equalizador sobre essa distribuição de rendimentos.

A Tabela 1 contém os indicadores de desigualdade estimados para trabalhadores do gênero masculino e feminino. No caso das pessoas do sexo feminino, o índice de Theil se reduziu em 0,1247 entre 2002 e 2012. Desse total, 0,2017 pode ser atribuído ao salário mínimo, 0,1962 se deve ao grau de formalização e 0,0400 aos atributos.

Assim, na construção da função densidade hipotética, considera-se os efeitos da elevação do valor real do salário mínimo, do grau de formalização e dos atributos sobre os

indicadores de desigualdade dos rendimentos do trabalho em 2002. Consta-se que ambos teriam efeitos desconcentradores, ou seja, reduziram o grau de concentração dos rendimentos. O resíduo da decomposição do indicador da desigualdade corresponde -0,3133.

Focalizando a contribuição desses fatores para a variação total do índice de Theil em termos relativos, pode-se observar que o salário mínimo, o grau de formalidade, os atributos e o resíduo contribuíram respectivamente com 161,8%, 157,38% e 32,10% dessa variação. Ou seja, ambos tiveram impactos desconcentradores. Esse exercício de decomposição refeito para o índice de Gini revela resultados semelhantes aos encontrados na decomposição do índice de Theil. O elevado valor relativo do resíduo da decomposição se deve ao fato de que não utilizamos fatores de variação na oferta e demanda do trabalho<sup>36</sup>. Esses fatores, no trabalho de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), tiveram uma contribuição relativa da ordem de 30%, enquanto os resíduos assumiram um valor equivalente a tal contribuição. Cabe lembrar que os resíduos contemplam fatores desconhecidos que certamente estão afetando a distribuição dos rendimentos, mas o seu valor elevado não invalida os valores relativos estimados para os três fatores considerados.

**Tabela 1** - Resultados da decomposição de índices de distribuição de renda pelo método DFL para todos os trabalhadores agrícolas - 2002 e 2012

Ano	Índice	Fator	Mulheres			Homens		
			Valor	dif	%	valor	dif	%
2002	Theil		0,7750	0,1247		0,8455	0,2487	
2012	Theil	Resíduo	0,6503	-0,3133	-251,28	0,5968	-0,2595	-104,32
2002cf	Theil	Salário mínimo	0,5733	0,2017	161,80	0,4774	0,3681	147,99
2002cfFormal	Theil	Formal	0,3771	0,1962	157,38	0,3235	0,1539	61,86
2002cfAtributos	Theil	Atributos	0,3371	0,0400	32,10	0,3373	-0,0138	-5,53
2002	Gini		0,5434	0,0565	45,29	0,5529	0,0773	31,08
2012	Gini	Resíduo	0,4870	-0,1347	-108,08	0,4756	-0,1157	-46,50
2002cfminimo	Gini	Salário mínimo	0,4466	0,0968	77,65	0,4119	0,1411	56,72
2002cfFormal	Gini	Formal	0,4011	0,0455	36,52	0,3763	0,0355	14,28
2002cfAtributos	Gini	Atributos	0,3522	0,0489	39,20	0,3600	0,0164	6,58

Fonte: Elaborado pelos autores

Por outro lado, os indicadores de desigualdade estimados para as mulheres sinalizam uma queda na dispersão dos rendimentos. A título de exemplo, o índice de Theil variou de 0,56 em 2002 para 0,39 em 2012. As decomposições revelam também um impacto maior do salário mínimo para pessoas do gênero feminino.

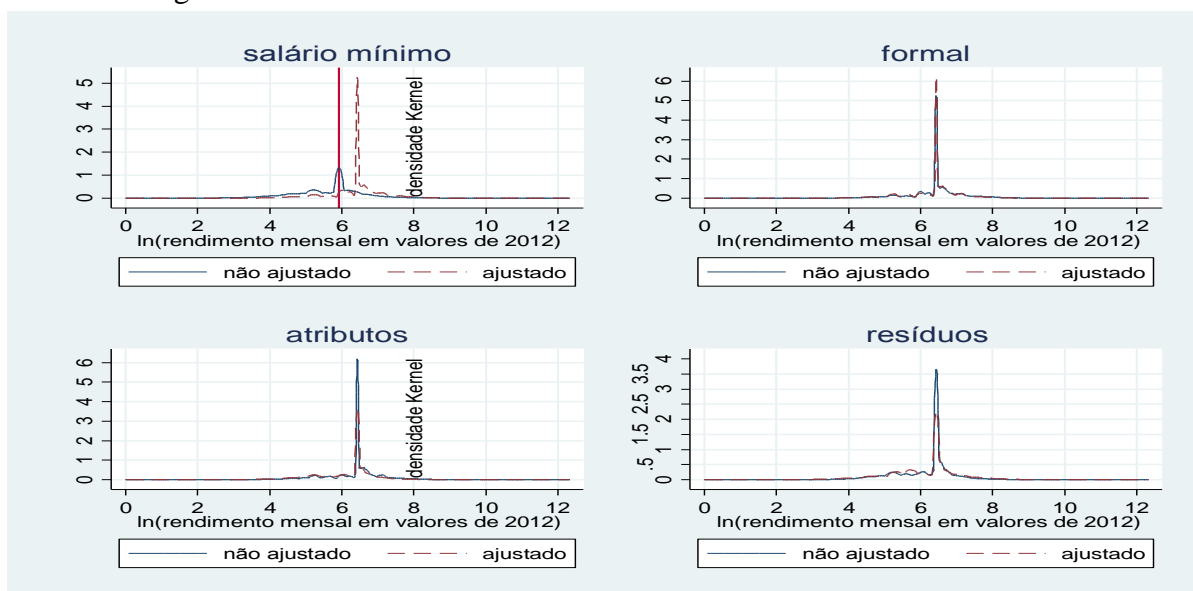
<sup>36</sup> Esse procedimento foi adotado por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996).

A decomposição do índice de Gini calculado para homens revelou o mesmo impacto dos fatores, embora o efeito do salário mínimo seja menos elevado, do grau de formalidade e os atributos maiores em termos absolutos, quando comparados com os resultados do índice de Theil.

#### 4.1 Análise gráfica para densidades

Os Gráficos 1 e 2, a seguir, apresentam as funções de densidade contrafactuais estimadas para os trabalhadores do sexo feminino e do sexo masculino da Região Nordeste, respectivamente. Esses Gráficos permitem-se visualizar o quanto as distribuições de renda se aproximaram após a reponderação. Neles têm-se as distribuições anteriores ao efeito do fator contribuição (não ajustado- em linha contínua) e a função densidade contrafactual atribuída ao fator (ajustado- em linha tracejada). A diferença de áreas entre essas duas funções densidade corresponde ao efeito de contribuição de cada fator. As linhas verticais representam os valores do logaritmo natural do SM real e a linha vertical à esquerda compreende o valor correspondente ao ano de 2002, e a linha vertical à direita, valores correspondentes ao ano de 2012.

**Gráfico 1:** Funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores do gênero Feminino- Região Nordeste.



Fonte: Elaborado pelos autores

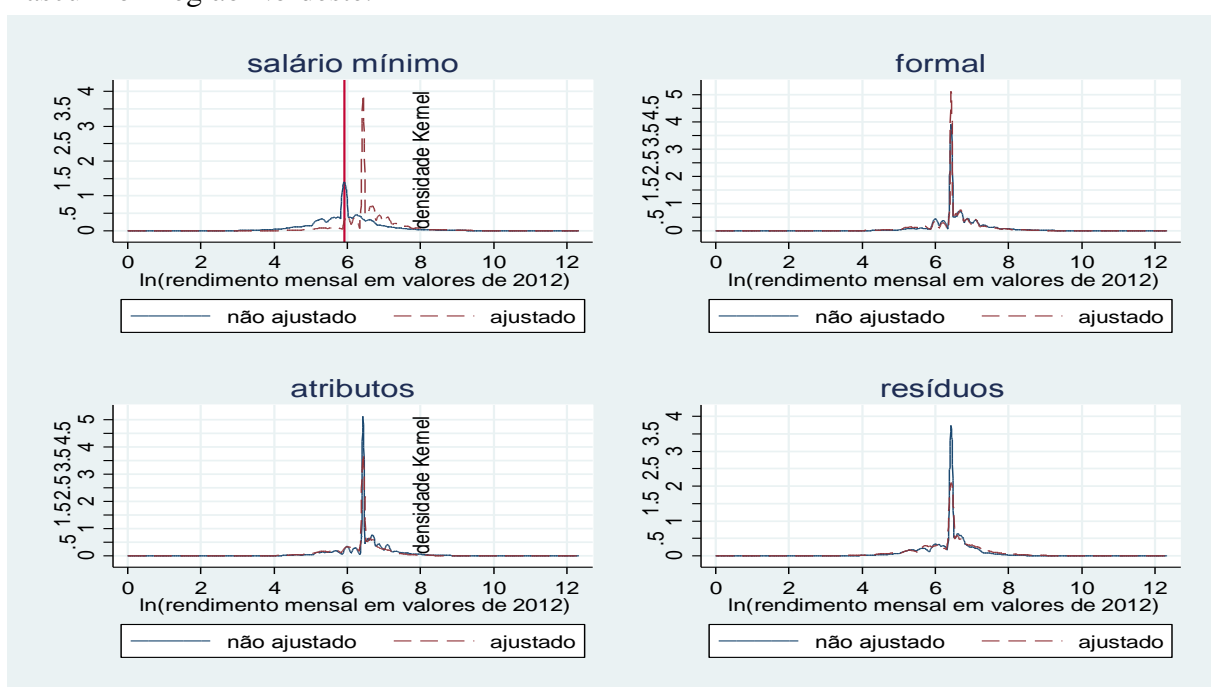
No Gráfico 1, observa-se um acentuado rebaixamento das ordenadas da função densidade contrafactual do SM em valores abaixo do logaritmo natural do salário real de

2012, quando comparadas às mesmas ordenadas da função densidade efetiva observada em 2002. Significa que teve impacto redutor sobre a concentração de frequências para os trabalhadores que ganham menos do que um SM de 2012, enquanto no caso dos trabalhadores cujos rendimentos ultrapassam o valor do SM se verifica uma elevação menos acentuada.

Desta forma, nota-se que o salário mínimo em 2012 teve valor real mais elevado em relação ao patamar de 2002, bem como os atributos em 2012. Logo, na construção da função densidade hipotética, considera-se os efeitos da elevação do valor real do salário mínimo, grau de formalização e dos atributos sobre os indicadores de desigualdade dos rendimentos do trabalho em 2002. Consta-se que ambos teriam efeitos desconcentradores, ou seja, reduziriam o grau de concentração dos rendimentos.

No Gráfico 2, observa-se mais uma vez uma queda nos indicadores de desigualdade dos rendimentos de 2002 para 2012. Neste caso dos trabalhadores do sexo masculino, o salário mínimo tem um efeito desconcentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos.

**Gráfico 2:** Funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores do gênero Masculino- Região Nordeste.

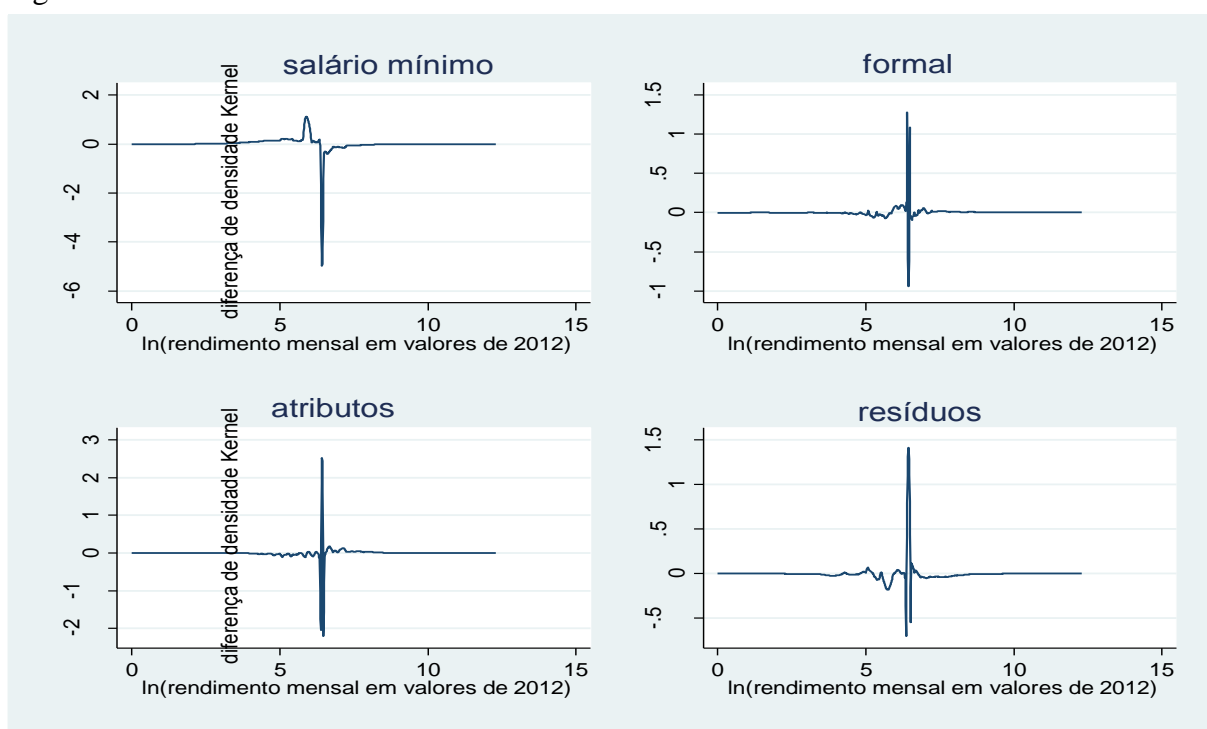


Fonte: Elaborado pelos autores

Os valores das diferenças de ordenadas das funções densidade encontram-se nos Gráficos 3 e 4. Verifica-se que a maior parte dos efeitos do SM é distribuída abaixo do valor do SM real de 2012. Em relação aos efeitos do grau de formalização, nota-se que as

diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e se revelam presentes em toda a amplitude dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2012. Desta forma, o impacto do grau de formalização se mostra mais intenso sobre a região de distribuição de rendimentos próxima ao valor do SM de 2012.

**Gráfico 3:** Diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, do gênero Feminino-Região Nordeste.

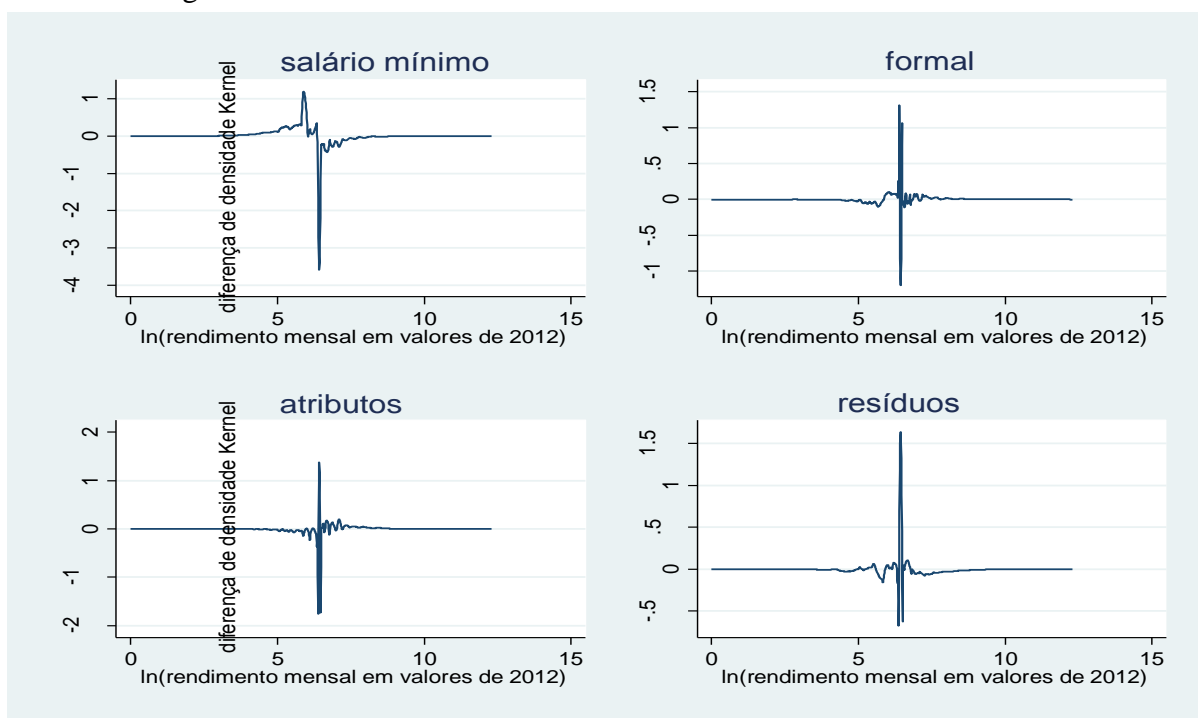


Fonte: Elaborado pelos autores

Observa-se no Gráfico 4 ainda que os efeitos das mudanças dos atributos individuais concentram-se sobretudo na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012. Verifica-se que a maior parte dos efeitos do SM é distribuída abaixo do valor do SM real de 2012. Nota-se que as diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e se revelam presentes em toda amplitude dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2012.

O Gráfico 3 mostram ainda que o grau de formalização concentram-se sobretudo na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012. Observa-se também que os resíduos se concentram nessa região. Já o Gráfico 4 mostram que os atributos individuais e o grau de formalização também se concentram-se na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012.

**Gráfico 4:** Diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores do gênero masculino- Região Nordeste.



Fonte: Elaborado pelos autores

## 5 CONCLUSÃO

A metodologia de simulação, adaptada do estudo de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), foi aplicada para as diferentes categorias de empregados do gênero masculino e feminino da Região Nordeste brasileira, tanto para a decomposição do índice de Theil como para a decomposição do índice de Gini. A decomposição do índice de Theil para os trabalhadores do sexo feminino revelou que a maior contribuição relativa correspondeu ao salário mínimo que, assim como o grau de formalização e os atributos pessoais, tiveram impactos desconcentradores sobre os rendimentos. Idêntico exercício de decomposição, repetido para o índice de Gini, revelou resultados semelhantes.

No caso da decomposição do índice de Theil para os trabalhadores de gênero masculino, o salário mínimo tem um efeito desconcentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos promovem uma redução na desigualdade de renda. A decomposição do índice de Gini calculado também revelou o mesmo impacto dos fatores, embora o efeito do salário mínimo seja mais elevado e o do grau de formalidade menor em termos absolutos. Enfim, as decomposições revelaram que o salário mínimo, o grau de formalização e os atributos pessoais tiveram impactos desconcentradores para

trabalhadores de ambos os sexos. Todavia, o efeito desconcentrador do salário mínimo para as mulheres é mais intenso na amostra.

Em suma, as simulações confirmam a importância do salário mínimo para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho no período 2002 a 2012 para os trabalhadores da Região do Nordeste. Dessa forma, pode-se inferir que a política de elevação gradual do salário mínimo real estabelecida no período de 2002 a 2012 não coincidiu com uma elevação do desemprego e, simultaneamente, permitiu uma redução na dispersão dos rendimentos do trabalho. Noutras palavras, o impacto das variações nominais do salário mínimo sobre o nível de demanda possivelmente ultrapassou seus efeitos sobre os custos, permitindo uma elevação do patamar de produção e do emprego.

As simulações confirmam a importância do salário mínimo, como o grau de formalização e os atributos individuais para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho nordestino no período 2002 a 2012. Logo promover políticas públicas focando essas variáveis casuais tem efeito importante para redução da desigualdade de renda tanto para as mulheres como para os homens.

## REFERÊNCIAS

BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.

BUTCHER, K. F.; DINARDO, J. The immigrant and native-born wage distributions: evidence from United States censuses. **NBER Working Paper Series 6630**, 1998.

DIEESE: **Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos: Rotatividade e políticas públicas para o mercado de trabalho / Departamento Intersindical de Estatística Estudos Socioeconômicos**. 140 p., São Paulo, 2014.

DINARDO, J; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. **Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach**. *Econometrica*, v. 64, n. 5, p. 1001-1044, Sept. 1996.

DUARTE, A., FERREIRA, P., SALVATO, M. Disparidades Regionais ou Educacionais? Um Exercício Contrafactual, **Ensaio Econômicos da EPGE**, 532. 2003.

FAJNZYLBER, P. **Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors**. UFMG: Cedeplar, June 28, 2001 (Texto para Discussão, n. 151).

FIRPO, S.; REIS, M. C. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, P.B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, p. 499-506. v. 2, 2006.

HOFFMANN, R.. Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. **Economia Aplicada**, v. 2, n. 2, p. 299-315, 1998.

JANN, B. **Univariate Kernel density estimation**. ETH Zurich, Switzerland, 2007.

KERM, P. van. Adaptive Kernel density estimation. *In*: UK STATA USERS MEETING, 9th. May 19-20, **Royal Statistical Society**, London, 2003.

LEMIEUX, T. Decomposing Changes in Wage Distributions: A Unified Approach ,**The Canadian Journal of Economics**, 35, pg 646-688, 2002.

MACEDO, R. B.; GARCIA, M. E. **Salário mínimo e taxa de salário no Brasil**: comentário. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 3, n. 10, p. 1013-1044, 1978.

MENEZES FILHO, N. A. Qualidade de educação. **Sociedade e economia: estratégias de crescimento e desenvolvimento**. (Org. João Sicsú e Armando Castelar). Cap.20, p.201, Brasília, 2009.

NEDER, H. D.; RIBEIRO, R . **Os efeitos distributivos do salário mínimo no mercado de trabalho brasileiro no período 2002-2008**: Enfoque a partir de distribuições contrafactuais. Pesquisa e Planejamento Econômico (Rio de Janeiro), v. 40, p. 4, 2010.

NEUMARK, D.; SCHWEITZER, M.; WASCHER, W. **The effects of minimum wages throughout the wage distribution**. Feb. 2000 (NBER Working Paper, n. 7.519).

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

OLIVEIRA, R. B. **Desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira, 1992-2008**. Dissertação (Mestrado) - Instituto de Economia, Unicamp, Campinas, 98 f. 2010.

PARZEN, E. On Estimation of a Probability Density Function and Mode. In: **The Annals of Mathematical Statistics**, vol 3, nº3, p.1065-1076, set., 1962.

PINHO NETO, V. R.; MIRO, V. H. **Produção e Reprodução de Desigualdades no Mercado de Trabalho Cearense**: Uma Análise de Decomposição para o Período 2001-2008. Fortaleza, texto para discussão n.99, IPECE, nov. 2011.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS (PNAD) – IBGE, 2013.

ROSENBLATT, M. Remarks on Some Nonparametric Estimates of a Density Function. In: **The Annals of Mathematical Statistics**, vol 27, nº3, p. 832-837, set.1956.



## ESTUDO DOS PRINCIPAIS DETERMINANTES DA INCIDÊNCIA DA POBREZA PARA AS FAMÍLIAS RURAIS NORDESTINAS

*Alan Francisco Carvalho Pereira<sup>37</sup>; Alan Umburana Caetano<sup>38</sup>; Josué Nunes de Araújo Júnior<sup>39</sup>; Priscilla Bruna Chaves Ramalho<sup>40</sup>.*

### RESUMO

O reconhecimento do problema que é a pobreza e as desigualdades sociais surgiu no início da década de 70, onde se observou que as altas taxas de crescimento e expansão da capacidade produtiva não eram suficientes para resolver essas deficiências. O Nordeste representa o maior contingente de famílias vivendo em extrema pobreza no Brasil com cerca de 9,6 milhões de pessoas que sobrevivem com menos de R\$ 70,00 per capita por mês. Com base nos dados da Pnad 2012 do IBGE, o objetivo deste trabalho é analisar quais os determinantes da pobreza na região nordeste em seu meio rural, que é mais atingido pelos efeitos das desigualdades sociais. A metodologia utilizada consiste em um modelo econométrico probabilístico do tipo logit. Os resultados obtidos mostram que as variáveis sexo, raça, anos de estudo e unidade da federação na qual a família rural reside têm efeitos adversos sobre a probabilidade de ser pobre.

**Palavras-Chave:** Pobreza; Determinantes; Nordeste; Meio rural.

### ABSTRACT

The Recognition of the problem is poverty and social inequalities emerged in the early 70s, where it was observed that high rates of growth and expansion of productive capacity was not sufficient to resolve these deficiencies. The Northeast is the largest contingent of families living in extreme poverty in Brazil with about 9.6 million people living on less than R\$ 70.00 per capita per month. Based on data from the IBGE PNAD 2012, the objective of this study is to analyze the determinants of poverty in the Northeast in its rural areas, which is most affected by the effects of social inequalities. The methodology consists of a probabilistic logit econometric model type. The results show that gender, race, years of study and unity of the federation in which the rural family lives have adverse effects on the likelihood of being poor effects.

**KeyWords:** Poverty; Determinants; Northeast; Rural

---

<sup>37</sup> Mestrando em economia, Universidade Federal de Pernambuco – e-mail: <alanpereira1993@hotmail.com>;

<sup>38</sup> Mestrando em economia, Universidade Federal de Pernambuco – e-mail: <alanumbc@hotmail.com>;

<sup>39</sup> Mestrando em economia, Universidade Federal de Pernambuco – e-mail: <josue\_economia@hotmail.com>;

<sup>40</sup> Mestranda em economia, Universidade Federal de Pernambuco – e-mail: <priscillabruna03@hotmail.com>;

## 1. INTRODUÇÃO

O reconhecimento do problema que é a pobreza e as desigualdades sociais surgiu no início da década de 70, onde se observou que as altas taxas de crescimento e expansão da capacidade produtiva não eram suficientes para resolver essas deficiências. Mesmo com o alto nível de crescimento do produto nacional ocorreu no período um agravamento nas condições de vida da população, principalmente no meio rural, e piora em muitos indicadores sociais, entre eles a própria pobreza e a distribuição de renda. Levando em consideração as consequências e riscos trazidos pelos altos índices de desigualdade nos indicadores de qualidade de vida, o pensamento político econômico passou a ser reorientado, se reestruturando de maneira a formular políticas de crescimento econômico, relacionadas a objetivos de redução da pobreza e desigualdades sociais (ROCHA, 2006).

O Nordeste representa o maior contingente de famílias vivendo em extrema pobreza no Brasil com cerca de 9,6 milhões de pessoas que sobrevivem com menos de R\$ 70,00 per capita por mês (IBGE, 2011). Segundo Rocha (1995), devido aos níveis alarmantes de incidência de pobreza na região Nordeste do Brasil, ações que busquem a redução mais acelerada da pobreza nesta região são justificáveis.

As disparidades nos indicadores sociais (entre eles, a pobreza e concentração de renda) no meio rural da região nordestina se constituem em um importante desafio para o desenvolvimento econômico e melhoria nas condições de vida da população do campo. Mesmo após a estabilização da economia, há duas décadas e da enorme importância que as políticas de transferência de renda têm no Nordeste, ainda se observa um grande desequilíbrio nos indicadores sociais para o meio rural da região (KAGEYAMA e HOFFMANN, 2006).

Em estudos relacionados à temática da incidência da pobreza no meio rural Nordestino, alguns autores como Lima (2008), Maleta (1998), Schneider (2009) e Nascimento (2009), apontam as influências das rendas não agrícolas sobre a diminuição dos desequilíbrios nos indicadores sociais das famílias residentes no campo. Estes autores discutem ainda que políticas voltadas a fortalecer essas rendas não agrícolas e que busquem a combinação destas com as atividades agrícolas (pluriatividade) são um importante foco para combate às desigualdades no meio rural.

Com base no acima exposto, este trabalho tem como objetivo principal analisar quais os determinantes da pobreza rural da região Nordeste por meio de um modelo do tipo logit.

Este estudo é relevante pois expõe quais as variáveis que mais influenciam na determinação de uma família rural estar ou não em condição de pobreza.

O artigo está dividido em 5 partes incluindo esta introdução. Na seção 2 é feita uma revisão de literatura sobre os conceitos de pobreza e sua incidência no Nordeste bem como no meio rural nordestino. Na seção 3 é abordada a metodologia utilizada para as análises dos determinantes da pobreza. Na parte 4 são discutidos os resultados e características da população rural e das variáveis relacionadas à probabilidade de ser pobre ou não. E por último, na seção 5, são trazidas as principais considerações finais acerca do estudo.

## **2. REFERENCIAL TEÓRICO**

O meio rural Brasileiro tem algumas características relevantes no que diz respeito às condições de vida das famílias. O estudo separado dessa área em relação ao meio urbano é resultado de um entendimento diferenciado quanto ao conceito de pobreza e necessidades básicas relacionadas à observação da estrutura de acesso à terra e recursos naturais; e disponibilidade de serviços públicos básicos de fácil acesso para a população de cada espaço geográfico.

As desigualdades nos indicadores sociais e deficiências no desenvolvimento estrutural do campo são resultados, basicamente, das marcas históricas que englobam o processo de colonização do país e de sua essência exploratória, na qual, a colônia brasileira servia apenas como uma base para atendimento das necessidades da metrópole portuguesa. Dentre as principais consequências trazidas por esse processo histórico, as que mais se destacam como retratos da discrepância nas condições de vida no meio rural são: a incidência da pobreza; a concentração de renda; e os altos níveis de marginalização social, medidos por indicadores como taxa de analfabetismo, desocupação e anos de estudo (HOFFMANN e NEY, 2007).

Após a estabilização econômica trazida pelo Plano Real na década de 1990, observou-se uma diminuição da participação do meio rural na pobreza total do país medida pela proporção de pobres que passou de 28,85% em 1990 para 21,93% em 1999. Mas, essa substancial melhora do indicador para o meio rural do Brasil representou basicamente a diminuição da incidência da pobreza para as famílias rurais residentes nas regiões Sul e Centro-Oeste. Levando-se em conta o efeito dessa diminuição da pobreza rural, pode se

afirmar que a mesma foi neutralizada pela manutenção de uma alta proporção de pobres no meio rural do Nordeste (ROCHA, 2006).

O problema da incidência de pobreza representa talvez a maior barreira ao desenvolvimento econômico de um país e é definida, segundo Rocha (2006), como uma situação onde as necessidades não são atendidas de uma forma adequada. Levando em consideração o contexto social em que se vive, ser pobre significa não ter os meios adequados para estabelecer um padrão de vida adequado em determinado contexto social.

No meio rural, esse fenômeno atinge principalmente aquelas famílias que não têm diversidade produtiva, ou seja, que fazem parte de uma parcela da agricultura familiar voltada à subsistência ou com fontes de rendimentos vindas de trabalhos não qualificados. Para Schneider e Fialho (2009), o estudo da pobreza rural e formulação de ações para o combate a esse problema devem ser tratados visando o isolamento em seu local de origem por se tratar de uma fonte de geração de desigualdades e pressões populacionais nos centros urbanos.

Para medir a pobreza faz-se necessário o uso de um parâmetro que consiga destacar as diversas faces do problema. Esse parâmetro é conhecido como linha de pobreza, quando está ligado ao atendimento de necessidades mais amplas em comparações com as nutricionais. O ideal nos estudos sobre pobreza é o uso das chamadas linhas de pobreza multidimensionais que seriam a forma mais eficiente de caracterizar as reais características da pobreza de uma população e aplicar medidas mais específicas para sua resolução (KAGEYAMA e HOFFMANN, 2006). Neste trabalho não se usa o enfoque multidimensional, mas a abordagem dos determinantes da pobreza relacionando as influências do sexo, raça e local de moradia (como será visto na próxima seção) tem o peso de abordar e tentar captar as diversas facetas do problema e como ele se divide de acordo com as características da sociedade residente no campo.

### **3. METODOLOGIA**

#### **3.1. Modelo econométrico**

Considerando as famílias no meio rural da região Nordeste, a análise econométrica utilizada, neste trabalho, com o objetivo de mostrar a influência de algumas variáveis selecionadas no aumento ou queda da probabilidade de uma família ser pobre, é o modelo de regressão logístico.

Esse modelo é baseado na função de distribuição logística acumulada especificada segundo Pindick e Rubinfeld (2004), da seguinte forma:

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_i X_i)}} \quad (1)$$

Na equação,  $e$  é a base dos logaritmos naturais e tem valor aproximado de 2,7182.  $P_i$  é a probabilidade de um indivíduo fazer uma escolha  $i$  dado um vetor de características (ou variáveis)  $X_i$ . Ainda segundo Pindick e Rubinfeld (2004) para que seja estimado um modelo de regressão de acordo com essa função de distribuição logística é necessário que ambos os membros da equação anterior sejam multiplicados por  $1 + e^{-(\beta_0 + \beta_i X_i)}$ , para que se obtenha:

$$(1 + e^{-(\beta_0 + \beta_i X_i)})P_i = 1 \quad (2)$$

Dividindo-se ambos os lados por  $P_i$  e subtraindo-lhes uma unidade, a expressão anterior será:

$$e^{-(\beta_0 + \beta_i X_i)} = \frac{1}{P_i} - 1 = \frac{1}{e^{-(\beta_0 + \beta_i X_i)}} = \frac{P_i}{1 - P_i} \quad (3)$$

Finalizando, toma-se o logaritmo natural de ambos os lados da expressão anterior e o modelo de *logit*, como é conhecido, pode ser estimado segundo Gujarati (2009) pela seguinte equação:

$$\hat{L} = \ln\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = \beta_0 + \beta_i X_i + \hat{\varepsilon}_i \quad (4)$$

Onde

$P_i$  é a probabilidade de um evento ocorrer assumindo os valores de 0 e 1;

$\hat{\beta}_i$  é o coeficiente angular estimado relacionado à  $i$ -ésima variável;

$X_i$  é o vetor de características do  $i$ -ésimo indivíduo;

$\hat{\varepsilon}_i$  é termo de erro estimado.

A interpretação dos coeficientes estimados de um modelo *logit* é relativamente complicada devido à natureza não linear dessa função. Em um primeiro momento, para analisar a direção dos efeitos de algumas variáveis explicativas em relação a probabilidade de ocorrência de um evento, pode-se considerar o sinal dos coeficientes estimados. A partir de então, para medir a intensidade na qual essas variáveis influenciam a probabilidade de tal

evento, usualmente toma-se o antilogaritmo do coeficiente em questão, obtendo-se a razão de chances em favor de ocorrência de um evento. Essa razão de chances subtraída de uma unidade e multiplicada por 100 mostra a variação percentual das chances em favor da ocorrência de um evento (WOOLDRIDGE, 2006).

No contexto do presente estudo, a regressão estimada permitirá analisar o efeito de variáveis selecionadas no aumento ou diminuição da probabilidade de uma família residente no meio rural da região Nordeste ser pobre. Assim, para este trabalho o modelo *logit* estimado pode ser descrito da seguinte maneira de acordo com a abordagem feita por Silva Júnior (2006):

$$\begin{aligned} \hat{L} &= \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \\ &= \beta_0 + \beta_1 SEXO + \beta_2 IDADE + \beta_3 IDADE^2 + \beta_4 COR + \beta_5 ANOEST \\ &+ \beta_6 TIPOATIV + \beta_7 AL + \beta_8 BA + \beta_9 CE + \beta_{10} MA + \beta_{11} PB \\ &+ \beta_{12} PI + \beta_{13} RN + \beta_{13} SE + \varepsilon \end{aligned} \quad (5)$$

Sendo as variáveis definidas da seguinte forma:

- $\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right)$  é o logaritmo da razão de chances em favor de a família ser pobre.
- *SEXO* é também uma variável dummy que assume os valores 0 (sexo feminino) e 1 (sexo masculino).;
- *IDADE* é a média de idade da família;
- *IDADE<sup>2</sup>* é incluída no modelo visando captar os efeitos do ciclo de vida sobre a probabilidade de ser pobre.
- *COR* representa a cor declarada pelo indivíduo, assumindo os valores 0 (para cor parda), 1 (para branca) e 2 (se a pessoa é de cor preta).
- *ANOEST* é a média dos anos de estudo da família rural;
- *TIPOATIV* é tipo de atividade que a família está envolvida, assumindo os valores 0 (agrícola), 1 (não agrícola) e 2 (pluriativa).
- 

As variáveis *AL, BA, CE, MA, PB, PI, RN e SE* são variáveis dummy que representam a residência das famílias no meio rural dos respectivos estados. Estas variáveis foram incluídas visando captar as diferenças regionais na formação das estruturas produtivas e

as influências dos indicadores sociais destes estados na probabilidade de uma família ser pobre ou não. A variável relativa a residência no estado de Pernambuco foi omitida e será considerada, nesta pesquisa, como variável de comparação.

Isolando-se o efeito da variação de uma variável independente em relação ao regressor, (neste caso denominado razão de chances de uma família rural pernambucana ser pobre), obtém-se a contribuição (ou efeito) de uma mudança discreta nessa variável para aumento da probabilidade de ocorrência do evento em questão (MADDALA, 2000).

Os efeitos marginais das variáveis explicativas em relação a probabilidade da família ser pobre ou não é obtido, segundo Johnston e Dinardo (2001) derivando-se a função logística em relação a variável explicativa que se queira isolar de acordo com a equação seguinte:

$$\frac{\partial \hat{L}}{\partial X_i} = \frac{e^{(\beta_0 + \beta_i X_i)}}{(1 + e^{(\beta_0 + \beta_i X_i)})^2} \beta_i = \beta_i P_i (1 - P_i) \quad (6)$$

A interpretação dos efeitos parciais na variação da probabilidade de ocorrência de um evento em relação a variação de uma variável específica é dada isolando-se a variável em questão e considerando o resultado obtido, depois de aplicar a equação 12, como variação em pontos percentuais na probabilidade a partir da mudança de uma unidade na variável em questão.

### 3.2. Base de dados

A base de dados para este trabalho é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do IBGE para o ano de 2012 já com as novas ponderações. A Pnad possui um desenho de amostragem complexa com estratificação, conglomerado, probabilidades desiguais de seleção e ajustes de pesos amostrais. Segundo Lima (2008), tratar os dados da Pnad como *IID* (independentes e igualmente distribuídos) significa desconsiderar os efeitos de seu plano amostral e com isso construir os intervalos de confiança e estimar os níveis de significância erroneamente.

O *software* utilizado na pesquisa empírica é o Stata 12.1 comercializado pela Stacorp, College Station, Texas 77845 USA.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1 constam algumas estatísticas descritivas, para as famílias e indivíduos rurais nordestinas, das variáveis analfabetismo, quantidade de pessoas que têm rendas advindas do não trabalho, tipo de família rural e atividade principal do indivíduo. De acordo com as estimativas e expansão da amostra usando-se os devidos pesos da Pnad 2012, esses resultados dizem respeito a uma população de 4.780.768 famílias e 19.075.264 pessoas para o ano de 2012.

Com base nos resultados, aproximadamente 70% da população rural da região Nordeste com 15 anos ou mais de idade não sabe ler ou escrever. 97% depende de rendas que não são provenientes do trabalho (aposentadorias, pensões, e outras transferências de renda). Em relação a distribuição das famílias por atividade produtiva, os dados mostram que 72,3% da população rural, que tem todos os membros que exercem alguma atividade produtiva, empregados em atividades exclusivamente agrícolas. Em relação as atividades não agrícolas, 23,2% das famílias têm rendas não geradas pela agricultura e 4,5% da população rural do Nordeste combinam atividades agrícolas com as exclusivamente agrícolas (pluriatividade).

Em relação aos indivíduos, a atividade produtiva principal destes ficou distribuída da seguinte maneira: 75,4% têm a exclusivamente agrícola como atividade principal e 24,6% têm empregos não agrícolas como fonte principal de renda.

**Tabela 1:** Estatísticas descritivas de algumas variáveis socioeconômicas selecionadas.

Variáveis	Descrição	Erro padrão linearizado	Intervalo de confiança (95%)%	
	<i>Proporção</i>			
<b>Analfabetismo</b>				
Não	0,299	0,007	0,286	0,312
Sim	0,701	0,007	0,688	0,714
<b>Rendas do não trabalho</b>				
Não	0,031	0,004	0,024	0,038
Sim	0,969	0,004	0,962	0,976
<b>Tipo de família rural</b>				
Agrícola	0,723	0,009	0,705	0,741
Não agrícola	0,232	0,009	0,214	0,250
Pluriativa	0,045	0,005	0,035	0,054
<b>Atividade principal</b>				
Agrícola	0,754	0,009	0,736	0,772
Não agrícola	0,246	0,009	0,228	0,264

Fonte: dados reprocessados da Pnad 2012.



Na Tabela 2, pode ser visto algumas das características da população como sexo, cor ou raça declarada pelos indivíduos e estado de residência dentro do meio rural nordestino. A maioria da população rural é do sexo masculino com uma proporção de 65,6% contra 34,4% do sexo feminino. Nesta pesquisa se levou em consideração apenas as raças parda, branca e preta, pois as demais somadas tiveram uma participação de 1% sobre o total dos indivíduos.

De acordo com as estimativas, aproximadamente 70% da população se declara de cor parda, 22,5% de com branca e 7,4% de cor preta. Levando em consideração a distribuição das pessoas residentes no meio rural do Nordeste pelas unidades da federação, tem-se que o meio rural da Bahia é o de mais peso com uma representação da população rural total de 27,3%, em seguida se tem o Ceará (19,8%), Maranhão (13,8%) e Pernambuco (11%). O estado com a menor participação proporcional de residentes no meio rural da região é Sergipe com 3,7%.

**Tabela 2:** Estatísticas descritivas das variáveis representativas das características da população rural residente na região Nordeste.

Variáveis	Descrição	Erro padrão linearizado	Intervalo de confiança (95%)%	
	<i>Proporção</i>			
<b>Sexo</b>				
Feminino	0,344	0,007	0,332	0,357
Masculino	0,656	0,007	0,643	0,668
<b>Cor (apenas 3 analisadas)</b>				
Parda	0,701	0,009	0,683	0,720
Branca	0,225	0,009	0,208	0,242
Preta	0,074	0,006	0,062	0,085
<b>UF de residência</b>				
MA	0,138	0,014	0,111	0,165
PI	0,097	0,010	0,078	0,117
CE	0,198	0,012	0,175	0,222
RN	0,039	0,007	0,025	0,052
PB	0,060	0,008	0,045	0,074
PE	0,110	0,012	0,086	0,135
AL	0,047	0,009	0,029	0,065
SE	0,037	0,004	0,029	0,045
BA	0,273	0,019	0,236	0,311

Fonte: dados reprocessados da Pnad 2012.

Em se tratando de outras variáveis socioeconômicas como número de componentes da família renda familiar, idade dos indivíduos e anos de estudo, as médias são encontradas na Tabela 3. De acordo com os dados reprocessados, a famílias rurais nordestinas tem, em média,

aproximadamente 4 componentes e renda familiar de R\$ 1089,21. A idade média das pessoas que residem no campo é em torno de 39 anos com 4,24 anos médio de estudos.

**Tabela 3:** características das famílias rurais nordestinas (Número de componentes das famílias, renda familiar média, idade média dos integrantes e média dos anos de estudo).

Variáveis	Descrição	Erro padrão linearizado	Intervalo de confiança (95%)%	
	<i>Média</i>			
<b>Nº comp. Família</b>	3,99	0,05	3,90	4,09
<b>Renda familiar</b>	1089,21	23,78	1042,25	1136,17
<b>Idade</b>	38,93	0,26	38,49	39,51
<b>Anos de estudo</b>	4,24	0,06	4,11	4,36

Fonte: dados reprocessados da Pnad 2012.

Os resultados do modelo econométrico utilizado são encontrados na Tabela 4. Nela são apresentados os coeficientes relativos a cada variável do modelo; a razão de chances em favor de ser pobre ou não; os efeitos marginais de cada característica e as probabilidades associadas a cada variável mantendo-se as outras constantes. Essa probabilidade é calculada tomando como base um indivíduo típico da população considerada. Nesta pesquisa, de acordo com as estatísticas descritivas, o indivíduo típico é obtido com base nos modais e médias das variáveis em questão, e nesse caso é definido como um indivíduo do sexo masculino, com idade de aproximadamente 39 anos, de cor autodeclarada parda, residente no meio rural da Bahia, que possui 4,24 anos de estudo e está empregado em atividade exclusivamente agrícola.

Iniciando a interpretação do modelo logit pelos sinais dos coeficientes estimados, observa-se pela tabela que os sinais obtidos foram como esperando. De acordo com as estimativas, ser do sexo masculino tem uma tendência a diminuição da probabilidade de ser pobre. A idade ficou com sinal positivo, mas a idade quadrática apresentou sinal contrário podendo evidenciar que, a partir de certo nível etário, a tendência é diminuir a probabilidade de ser pobre. Pessoas de cor branca tendem também a diminuir a probabilidade de ser pobre no meio rural. Tomando como referência o estado de Pernambuco, sair deste para os estados do Piauí, Rio Grande do Norte, Alagoas e Sergipe tem efeito negativo na tendência da probabilidade de ser pobre, pelo contrário, ir residir nos estados da Bahia, Ceará, Maranhão e Paraíba tem efeito positivo sobre esta tendência. As rendas não agrícolas e a pluriatividade

também têm efeito negativo sobre a probabilidade de ser pobre tomando como referência uma família exclusivamente agrícola.

O efeito de cada variável na razão de chances da probabilidade de ser pobre sobre a probabilidade de não ser pobre confirma as análises da tendência feita observando-se os sinais. De acordo com a Tabela 4, ser do sexo masculino, de cor branca, ter uma idade superior a 39 anos, ter um nível de educação superior a 4,24 anos, residir no meio rural do Piauí, Rio Grande do Norte, Alagoas ou Sergipe e estar empregado em atividades não agrícolas tem efeito de diminuir as chances em favor da família ser pobre. As variáveis que tiveram o maior peso nessa análise são as atividades não agrícolas e rendas pluriativas que conseguem diminuir as chances em favor da pobreza em 55,4% e 49,3% respectivamente. Pelo lado de aumento nas chances em favor de ser pobre, residir no meio rural do Maranhão tem efeito de 57,3%.

**Tabela 4:** Resultados do modelo *logit* para os determinantes da pobreza no meio rural nordestino; efeitos marginais, razão de chances e probabilidades associadas a cada variável para o ano de 2012.

Variáveis	Coefficiente	Razão de chances	Efeito marginal	Probabilidade
<b>Sexo</b>	-0,201***	0,818***	-0,040***	0,616***
<b>Idade</b>	0,074***	1,077***	-0,010***	0,710***
<b>Idade quadrática</b>	-0,002***	0,998***	-	-
<b>Cor</b>				
Branca	-0,251***	0,778***	-0,051***	0,227***
Preta	-0,152	0,859	-0,030	0,073***
<b>Anos de estudo</b>	-0,108***	0,897***	-0,022***	0,633***
<b>UF de residência</b>				
MA	0,453**	1,573**	0,090**	0,702***
PI	-0,284	0,753	-0,056	0,579***
CE	0,277*	1,319*	0,055*	0,671***
RN	-0,356*	0,701*	-0,071*	0,562***
PB	0,005	1,005	0,001	0,630***
AL	-0,220	0,802	-0,044	0,588***
SE	-0,069	0,933	-0,014	0,617***
BA	0,096	1,100	0,019	0,643***
<b>Tipo de atividade</b>				
Não agrícola	-0,808***	0,446***	-0,171***	0,237***
Pluriativa	-0,680***	0,507***	-0,141***	0,047***
<i>Constante</i>	<i>1,266***</i>	<i>3,548***</i>	-	-

Fonte: dados reprocessados da Pnad 2012. \*\*\*, \*\*, \* e NS indicam respectivamente 1%, 5%, 10% e não-significante.

Os efeitos marginais calculados mostram que ser do sexo masculino diminui a probabilidade de ser pobre em 4 pontos percentuais aproximadamente. A partir da idade média, um ano a mais de vida diminui a probabilidade de ser pobre em 1 ponto percentual. Ser da cor branca também diminui a probabilidade de ser pobre em 5,1 pontos. Um ano a mais de estudo, como esperado também tem efeito de diminuir a probabilidade de um indivíduo se situar abaixo da linha da pobreza em 2,2 pontos percentuais.

Em relação ao estado de residência e atividade produtiva principal, morar no estado do Rio Grande do Norte e ter rendas não agrícolas e pluriativas tem efeito negativo sobre a probabilidade de ser pobre de, respectivamente, 7,1, 17,1 e 14,1 pontos percentuais. Por outro lado, sair de Pernambuco para os estados do Maranhão e Ceará aumentam a probabilidade de ser pobre em 0,090 e 0,055 respectivamente. As demais variáveis não foram significativas ao nível de confiança de 10%.

Concluindo as análises dos resultados, observa-se que tomando como referência um indivíduo típico, as maiores probabilidades associadas dizem respeito a uma pessoa com a idade média de 39 anos que tem 0,710 de ser pobre; e uma pessoa ou família que se mudou do estado de Pernambuco para o Maranhão com probabilidade de 0,702. As menores probabilidades associadas aos indivíduos típicos como esperado são das pessoas de cor branca 0,227; empregadas em atividades não agrícolas 0,237 e que combinam estas atividades (pluriatividade) com 0,047 de ser pobre.

## **5 CONCLUSÃO**

Finalizando este trabalho com uma conclusão quanto às variáveis que mais influenciam uma família ser pobre ou não, tem-se que o fato de estar empregado em atividades não agrícolas ou combinar estas atividades com as agrícolas têm um efeito de diminuição na probabilidade de ser pobre para uma família rural nordestina. Esses resultados mostram a importância que deve ser dada aos incentivos e estruturação das atividades não agrícolas, por parte das políticas públicas, objetivando alcançar resultados mais significativos quanto a diminuição de incidência da pobreza rural no Brasil.

Outras características que devem ser levadas em consideração é que pode ser observado de maneira latente a discriminação quanto aos indivíduos de sexo feminino e de cor preta que remonta ao debate histórico sobre as diferenças de oportunidades tomando como base o sexo e a raça do indivíduo.

## REFERÊNCIAS

CHIANG, A.C; WAINWRIGHT, K. **Matemática para Economistas**. Rio de Janeiro: editora Campus, 2006. 666 p.

GUJARATI, D. N.; PORTER D.C. **Basic Econometrics**. 5th ed. NY: McGraw Hill, 2009. 922 p.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: EDUSP, 1998. 204 p.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. **Atividades não agrícolas e desigualdade no meio rural brasileiro**. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Londrina, 2007.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Micro dados Da Pesquisa Por Amostra De Domicílios PNAD de 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Censo demográfico de 2010. Disponível em: < [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>. Acesso em: 1 set. 2014.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos econométricos**. Alfragide: McGraw-Hill. Portugal, 2001. 531 p.

LIMA, J. R. F. de. **Efeitos da pluriatividade e rendas não-agrícola sobre a pobreza e desigualdade rural na região Nordeste**. 157f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, 2008.

MADALA, G. S. **Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2000. 401 p.

MALETA, H. **Rural poverty in Brasil**. Roma, FAO. 1998.

NASCIMENTO, C. A. do. **Pluriatividade, pobreza rural e políticas públicas: Uma análise comparada entre Brasil e União Européia**. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, (BNB Teses e Dissertações; n.11). 2009.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D.L. **Econometric models and econometric Forecasts**. 4 ed. Nova York: McGraw-Hill, 2004. 524 p.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal, do que se trata?** 3ª edição. Rio de Janeiro: editora FGV, 2006. 190 p.

SCHNEIDER, S. **A pluriatividade no meio rural brasileiro: características e perspectivas para investigação**. GRAMMONT, 1ª ed. Quito/Equador: Ed. Flacso – Serie FORO, v. 1, 2009. p. 132-161.

SCHNEIDER, S.; FIALHO, M. A. V. **Pobreza rural, desequilíbrios regionais e desenvolvimento agrário no Rio Grande do Sul.** Teoria e Evidência Econômica, Passo Fundo - RS, v. 8, n. 15, 2000. p. 117-149.

SILVA JUNIOR, L. H. da. **Pobreza na população rural nordestina: análise de suas características durante os anos noventa.** Dissertação (mestrado) – UFPE, 2004. Rio de Janeiro: BNDES. 2006. 108 p.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna.** São Paulo: Pioneira Thomson Leaning, 2006. 684 p.

# ANÁLISE TECNOLÓGICA DOS PRODUTORES DE FRUTICULTURA IRRIGADA NA REGIÃO DO CARIRI, CEARÁ

*Otácio Pereira Gomes<sup>41</sup>; Kilmer Coelho Campos<sup>42</sup>; Guillermo Gamarra Rojas<sup>43</sup>; Wellington Ribeiro Justo<sup>44</sup>*

## RESUMO

Objetiva mensurar o nível tecnológico, identificando os fatores que mais influenciam. Para a elaboração do índice tecnológico foi empregada à análise fatorial e para mensurar o índice dos escores de eficiência foram aplicados os modelos de análise envoltória dos dados (DEA) e de regressão quantílica. Os indicadores provieram de fonte primária obtida junto a 86 fruticultores do Cariri. Para os índices tecnológicos, 61,63% dos fruticultores apresentam índice médio e um produtor (1,63%) demonstrou índice alto. Para o grupo de fruticultores menos eficientes, observa-se que os índices de gestão, crédito e escolaridade desempenharam papel irrelevante para explicar variações no nível de eficiência técnica.

**Palavras-chave:** Fruticultores; Tecnologia; Eficiência técnica.

## ABSTRACT

Objectively measure the technological level, identifying the factors that most influence. To elaborate the technological index was used to factor analysis, and to measure the index of efficiency scores the envelopment analysis models were applied data (DEA) and quantile regression. The primary source of stemmed indicators obtained from the 86 fruit growers Cariri. For the technological indexes, 61.63% of fruit growers have an average index and a (1.63%) showed high rate. For the less efficient growers group, it is observed that management index, credit and education played irrelevant role in explaining variations in technical efficiency level.

**Key words:** Fruit Growers; Technology; Technical Efficiency.

---

<sup>41</sup> Universidade Regional do Cariri (URCA) campus Iguatu. E-mail: otaciopg@gmail.com

<sup>42</sup> Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: kilmer@ufc.br

<sup>43</sup> Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: ggamarra@terra.com.br

<sup>44</sup> Universidade Regional do Cariri (URCA). E-mail: justowr@yahoo.com.br

## 1 INTRODUÇÃO

A agricultura é um dos setores de maior importância da economia brasileira, dada sua elevada capacidade de geração de emprego e renda, na agricultura propriamente dita, assim como nos setores a ela relacionados, na produção e distribuição de insumos, bem como na compra, armazenamento, transformação e distribuição de seus produtos e subprodutos. Nesse conjunto, um dos setores cuja importância é crescente é o da fruticultura (SOUZA *et al.*, 2009).

Esta atividade participa diretamente na economia do País por meio do valor das exportações e do mercado interno, podendo-se ainda salientar, a importância no caráter econômico e social, uma vez que se encontra em todos os estados brasileiros, sendo responsável por gerar milhões de empregos diretos, acolhendo um grande percentual da mão de obra agrícola.

De acordo com os documentos do Banco do Nordeste (2001, pág. 45), “no Brasil, a produção por meio de cultivos irrigados é relativamente recente, tendo sua evolução ocorrida por meio de ações isoladas, dirigidas para alvos específicos, em termos setoriais e espaciais, sem a estrutura de políticas ou de programas nacionais”.

O Brasil possui pequenas áreas irrigadas, sendo que suas causas podem estar associadas a: pouca ênfase em políticas públicas de estímulo à agricultura irrigada; desarticulação dos órgãos envolvidos com a irrigação; desinformação quanto à disponibilidade de crédito para a irrigação e dificuldade de acesso, sobretudo em agentes privados; altos custos de energia; baixa organização dos produtores e das cadeias dos produtos oriundos da agricultura irrigada; falta de melhor qualificação técnica de parte dos agentes de comercialização de equipamentos de irrigação (...) e transferência de tecnologia e assistência técnica ineficiente, dada a complexidade dos sistemas de produção irrigados (PENSA, 2010).

Para a região Nordeste, a fruticultura possui enorme potencial na oferta de emprego e renda. As condições climáticas da sub-região semiárida nordestina, que representava um obstáculo para o cultivo de grãos e a pecuária, transformaram-se numa vantagem quando se trata da fruticultura irrigada. No Nordeste, são muitos os aglomerados de polos frutícolas, sendo o de maior referência em estudos nesse ramo o polo Petrolina-PE/Juazeiro-BA.

A fruticultura irrigada, principalmente, baseada em tecnologias modernas, se revela importante opção de investimento no setor agrícola, sendo capaz de ensejar produtos de maior valor agregado (SILVA; SILVA; KHAN, 2004).



Essa atividade, segundo Cardoso e Souza (2000) “apresenta, geralmente, rendimento superior a muitos outros produtos, possui substancial potencial para gerar empregos ao longo de sua cadeia produtiva e, dada sua diversidade, pode contribuir para minimizar outros problemas, tais como a sazonalidade de mão de obra”.

Diferentemente do semiárido nordestino em geral, a Região do Cariri, localizada no sul do Estado do Ceará, detém notável potencial de recursos naturais, terras férteis, e recursos hídricos subterrâneos e é um dos climas mais favoráveis do Estado. Esses fatores não apenas servem para garantir bons resultados econômicos, mas também poderão contribuir para mudar a realidade das regiões, que vivem dessa prática agrícola, assim como um possível melhoramento de indicadores socioeconômicos.

Assim, a intensificação das políticas de agricultura irrigada, direcionadas, em especial, para a fruticultura irrigada na região do Cariri, e que buscam impulsionar essa atividade, são preponderantes, de forma a impedir a diminuição da produção que ocorre paulatinamente a cada safra, em particular, nos períodos de estiagem prolongada, como os que aconteceram nos últimos dois anos, quando a queda da produção pode ter sido ainda mais acentuada.

Por essa e outras razões, justifica-se por meio de ações planejadas, verificar e analisar o desenvolvimento da fruticultura na região do Cariri nos Municípios de Crato, Missão Velha, Brejo Santo, Barbalha e Mauriti, pois estes demonstraram os melhores desempenhos relativos à produção de frutas na região.

Assim, o objetivo deste trabalho é identificar e analisar o perfil tecnológico de produtores da fruticultura irrigada na região do Cariri no Estado do Ceará.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

A agricultura brasileira sempre foi caracterizada como heterogênea, no que concerne à utilização de tecnologias, concentrando-se em poucos estabelecimentos agropecuários, e sendo diversos os motivos para seu emprego ou não no panorama agrícola do País. Essa desigualdade não está condicionada somente ao não acesso à tecnologia, mas também à dificuldade de acesso aos mercados, à capacidade de geração de renda, entre outras.

A adoção de modernas tecnologias causa efeitos positivos sobre a produção, elevando os níveis de produtividade, em todos os setores, sejam agrícolas ou não agrícolas, beneficiando a economia como um todo. O grande problema encontrado, no entanto, é que essa tecnologia não conseguiu se difundir de maneira uniforme entre todos os produtores nem

com a mesma rapidez e intensidade que necessitaria para que pudesse promover elevações na produção agrícola.

Ganhos de produtividade refletem-se na redução dos preços dos produtos agrícolas, tornando-os, no longo prazo, mais acessíveis à população. Além disso, embora vários sejam os fatores que contribuem para elevar a competitividade de determinado setor ou atividade, os investimentos em tecnologia constituem, certamente, um de seus determinantes fundamentais (CARDOSO, 2003).

Dada à importância da adoção de tecnologia, pode-se chegar à conclusão que ela é apenas parte de um processo de produção, sendo capaz de influenciar um conjunto de fatores específicos que podem desregular e até mesmo inviabilizar a adoção por alguns grupos de produtores.

Questões relativas à eficiência constantemente são investigadas por tomadores de decisões, sobretudo quando se trata de ambientes competitivos e dinâmicos. A identificação do verdadeiro potencial de expansão da produção e as alterações na eficiência, no progresso tecnológico e na produtividade, ao longo do tempo, são condições necessárias para formulação de políticas econômicas coerentes com as necessidades dos setores analisados (GOMES; BAPTISTA, 2004; SOUSA; JUSTO; CAMPOS, 2013).

Esses efeitos proporcionados pela adoção de níveis tecnológicos mais sofisticados significam excelentes resultados, estimulando a competitividade entre os produtores na região, como também provocando a competitividade entre produtos nacionais e estrangeiros.

Na busca de maior competitividade, além da tecnologia, não podem ser negligenciados os aspectos econômicos envolvidos na produção. A produção econômica de qualquer cultura depende de uma série de fatores, que afetam seu desempenho e seu retorno financeiro. A variedade plantada, o espaçamento, o clima, o solo, os tratamentos culturais, o grau de incidência de pragas e doenças, os preços do produto e dos fatores de produção merecem especial atenção no planejamento da produção [...] (CARDOSO; SOUZA, 2000).

Por conta do intenso progresso tecnológico, ao inserir melhores práticas de cultivo ao campo, os produtores são induzidos a ter a maior compreensão das tecnologias para melhor manusearem os equipamentos. Com esse, mostra-se o quão é importante o papel da educação e dos gastos públicos em pesquisa, garantindo ganhos na produtividade agrícola.

Na promoção da modernização tecnológica da agricultura, Schultz (1965, pág. 43) enfatizou “a necessidade de melhorias na educação, de investimentos em pesquisa e nos serviços de assistência técnica. Esses investimentos, segundo o autor, têm papel primordial

para tornar o uso de tecnologia mais acessível e próximo do agricultor”. E o mesmo autor complementa, ainda, expressando que, “apesar dos resultados favoráveis, a distância entre o conhecimento tecnológico disponibilizado nos serviços de pesquisa e de extensão rural e o seu emprego por parte da maioria dos produtores rurais é muito grande”.

Na realidade, o que se observa é a falta de elementos práticos e modernos, capazes de minimizar esse distanciamento e que venham efetivamente beneficiar o maior usuário, que é o produtor rural, do que apenas estudos associados ao problema sem nenhuma ação que possa lhe beneficiar. Assim, as considerações até aqui procedidas, fica evidente a importância do uso de meios mais sofisticados, como é a tecnologia de produção, com sentido do produtor auferir renda relevante da implementação do recurso tecnológico, mantendo-o sempre competitivo no mercado onde atua.

### **3 METODOLOGIA**

#### **3.1 Área de estudo**

A região do Cariri é composta por 32 municípios, que se limitam com os Estados de Pernambuco, Piauí e Paraíba, e pelo prolongamento da Chapada do Araripe. Os municípios da região do Cariri estão distribuídos em cinco microrregiões, assim estabelecidos. Sertão do Salgado, Serra do Caririaçu, Sertão Cariri, Chapada do Araripe e por fim o Cariri (REVISTA CARIRI INVEST, 1999). A pesquisa foi realizada em 5 municípios da região do Cariri nos quais é observado um avanço considerável na produção de frutas.

#### **3.2 Natureza e fonte dos dados e amostragem**

Para obtenção das informações empregadas neste experimento, foram utilizados dados primários, obtidos com aplicação de questionários junto aos produtores de frutas desses municípios, visando a obter uma caracterização tecnológica desses produtores. O levantamento dos dados foi realizado em outubro a novembro e as informações correspondem ao período de 2014. A pesquisa foi realizada por amostragem não probabilística por conveniência, levando em conta os produtores que exploram a fruticultura irrigada na região do Cariri, especificamente os Municípios de Crato, Barbalha, Mauriti, Brejo Santo e Missão Velha, no Estado do Ceará, logo, foram entrevistados 86 fruticultores.

### 3.3 Identificação dos fatores representativos do desempenho tecnológico dos fruticultores

Para caracterizar o grau de adoção de tecnologia pelos produtores de frutas da região do Cariri, foi empregada a análise fatorial.

O modelo matemático (conforme FÁVERO *et al.*, 2009) da análise fatorial poderá ser representado por:

$$Z_1 = a_{11}F_1 + a_{12}F_2 + \dots + a_{1m}F_m + d_1u_1 \quad (1)$$

$$Z_2 = a_{21}F_1 + a_{22}F_2 + \dots + a_{2m}F_m + d_2u_2$$

$$\begin{matrix} \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \end{matrix}$$

$$Z_n = a_{n1}F_1 + a_{n2}F_2 + \dots + a_{nm}F_m + d_nu_n$$

De forma simplificada, tem-se:

$$Z_j = \sum a_{ji}F_i + d_ju_j \quad (j=1,2,\dots,n); \quad (i=1,2,\dots,m)$$

Em que:

$Z_j$  = j-ésima variável padronizada;

$a_{ji}$  = é o coeficiente de saturação referente ao i-ésimo fator comum da j-ésima variável;

$F_i$  = é o i-ésimo fator comum;

$d_j$  = é o coeficiente de saturação referente ao j-ésimo fator específico da j-ésima variável;

$u_j$  = é o j-ésimo fator específico da j-ésima variável.

De acordo com a análise fatorial, cada fator é constituído por uma combinação linear das variáveis originais inseridas no estudo. A associação entre fatores e variáveis se dá por meio das cargas fatoriais, podendo ser positivos ou negativos, mas nunca superiores a um. Esses coeficientes de saturação têm função similar aos coeficientes de regressão na análise de regressão (SIMPLICIO, 1985).

De acordo com Hair Jr. *et al.* (2005), a análise iniciar-se-á do exame da matriz de correlações para verificação da existência de valores significativos que justifiquem a utilização da técnica. Deve ser considerada também a normalidade dos dados para o uso da técnica (Teorema do Limite Central).

A fim de verificar a adequabilidade dos dados para a análise fatorial, serão utilizados o Índice Kaiser-Mayer-Olkin (KMO), o Teste de Esfericidade de Bartlett (BTS) e a Matriz Anti-Imagem.

O procedimento utilizado na pesquisa considerará a extração dos fatores iniciais por via da Análise dos Componentes Principais (ACP), que mostrará uma combinação linear das variáveis observadas, de maneira a maximizar a variância total explicada.

A escolha do número de fatores se dará por meio do critério da raiz latente (Critério de Kaiser) em que se escolhe o número de fatores a reter, em função dos valores próprios acima de 1 (*eigenvalues*), que mostraram a variância explicada por parte de cada fator, ou quanto cada fator conseguiu explicar da variância total (MINGOTI, 2005).

Com a finalidade de minimizar a dificuldade de interpretação dos fatores, utilizou-se o método de rotação ortogonal Varimax, que minimizará o número de variáveis com altas cargas em distintos fatores, permitindo a associação de uma variável a um só fator, mantendo a ortogonalidade entre eles. Neste estudo, para caracterizar o grau de desenvolvimento tecnológico dos fruticultores, foram consideradas as variáveis a seguir dispostas:

1) Práticas agrícolas; 2) Gestão rural; 3) Técnica de plantio; 4) Assistência técnica; 5) Anos de experiência; 6) Escolaridade; 7) Investimento; 8) Produção total; 9) Área total; 10) Renda Bruta e 11) Defensivos agrícolas.

### 3.4 Cálculo do índice tecnológico da fruticultura do cariri – ITFC

A análise fatorial permitiu criar um índice tecnológico dos fruticultores, com base nos escores fatoriais/fatores que mais contribuíram para o nível de tecnologia dos produtores. O Índice Tecnológico dos Fruticultores foi obtido da seguinte forma:

$$ITFC_i = \sum_{j=1}^p \left[ \frac{\lambda_j}{\sum \lambda_j} \right] F_{ij}^* \quad (2)$$

Em que:

$ITFC_i$  = Índice Tecnológico do i-ésimo Fruticultor do Cariri

$j$  = é a j-ésima raiz característica (J= 5 raízes)

$p$  = é o número de fatores extraídos na análise (F= 5 fatores)

$F_{ij}^*$  = é o j-ésimo escore fatorial do i-ésimo Fruticultor

$\sum \lambda_j$  = é o somatório das raízes características referentes aos  $p$  fatores extraídos

A participação relativa do fator  $j$  na explicação da variância total captada pelos  $p$  fatores extraídos e indicada por  $\frac{\lambda_j}{\sum \lambda_j}$ .

Para tornar todos os valores dos escores fatoriais  $F_{ij}^*$  superiores ou iguais a zero, todos eles são colocados no primeiro quadrante (LEMOS, 2001), antes da elaboração do ITFCi, utilizando-se a expressão algébrica:

$$F_{ji}^* = \frac{F_{ji} - F_j^{\min}}{F_j^{\max} - F_j^{\min}} \quad (3)$$

Em que:

$F_j^{\min}$  é o menor escore observado para o j-ésimo fator, e  $F_j^{\max}$  é o maior escore observado para o j-ésimo fator.

### 3.5 Análise envoltória de dados (DEA)

De acordo com Gomes e Baptista (2004), as fronteiras podem ser estimadas por métodos paramétricos mediante procedimentos econométricos e por métodos não paramétricos. O método DEA fundamenta-se no trabalho proposto por Farrell (1957) e generalizado por Charnes, Cooper, Rhodes (1978), em que se incluíram múltiplos produtos e insumos.

As principais vantagens da utilização deste método consistem em permitir a obtenção das relações entre múltiplos produtos e insumos de modo menos complexo, identificar as ineficiências em cada insumo e produto e indicar as unidades referenciais que servem como parâmetro de eficiência técnica para as unidades ineficientes (COOPER *et al.*, 2002).

O método DEA baseia-se numa amostra de insumos e produtos observados para distintas empresas ou unidades tomadoras de decisão (DMUs – *Decision Making Units*), em que se procura construir uma fronteira linear por partes e, utilizando-se de medidas radiais e de função de distância, analisa-se a eficiência das unidades de produção em relação à distância da fronteira elaborada com os *benchmarks* (os mais eficientes). Neste trabalho, a DMU corresponde ao produtor de frutas da região do Cariri, localizada no sul do Estado do Ceará.

Em sua versão inicial, o modelo DEA foi desenvolvido por Charnes, Cooper, Rhodes (1978) e ficou conhecido na literatura por modelo CCR em virtude das iniciais de seus nomes. Esse modelo pressupõe retornos constantes à escala e também é conhecido como CRS (*Constant Returns to Scale*).

Seguindo Coelli, Rao e Battese (1998), o modelo DEA com retornos constantes pode ser representado por:

$$\text{Min}_{\theta, \lambda} \theta, \text{ sujeito a: } -y_i + Y\lambda \geq 0, \quad \theta x_i - X\lambda \geq 0 \text{ e } \lambda \geq 0, \quad (4)$$

Aqui,  $\theta$  é o escore de eficiência de uma dada DMU;  $y$  é o produto da DMU;  $x$  é o insumo;  $X$  é a matriz de insumos ( $n \times k$ );  $Y$  é a matriz de produtos ( $n \times m$ );  $\lambda$  é o vetor de constantes que multiplica a matriz de insumos e produtos.

De acordo com Ferreira e Gomes (2009), o pressuposto de retornos constantes de escala possibilita que se represente tal tecnologia empregada mediante uma isoquanta unitária. Sobre essa fronteira, o escore de eficiência é igual à unidade. Isso significa dizer que a DMU analisada é eficiente.

Em 1984, surgiu o modelo BCC, que teve essa denominação baseada nas iniciais de seus formuladores: Banker; Charnes e Cooper (1984). Esse modelo considera retornos variáveis, que podem assumir rendimentos crescentes ou decrescentes de escala na fronteira eficiente e também é conhecido como VRS (*Variable Returns to Scale*).

Nesse caso, conforme Coelli *et al.* (1998), o modelo DEA com retornos variáveis pode ser expresso por:

$$\text{Min}_{\theta, \lambda} \theta, \text{ sujeito a: } -y_i + Y\lambda \geq 0, \quad \theta x_i - X\lambda \geq 0, \quad N_1' \lambda = 1 \text{ e } \lambda \geq 0, \quad (5)$$

em que  $N_1$  é um vetor ( $N \times 1$ ) de algarismos unitários.

Para uma DMU ser eficiente no modelo com retornos constantes, ela deverá necessariamente ser eficiente no modelo com retornos variáveis, porém a recíproca não é verdadeira (COELLI *et al.*, 1998). Se o escore de eficiência técnica for distinto nos dois modelos, significa que a DMU considerada contém ineficiência de escala. Portanto, consoante Ferreira e Gomes (2009), a eficiência técnica global das unidades produtivas pode ser decomposta em duas formas de eficiência - a pura eficiência técnica e a eficiência de escalando que a última corresponde ao quociente entre o escore obtido no modelo CCR e o encontrado no modelo BCC.

Neste estudo, foram determinados os escores de eficiência desses dois modelos, empregando-se a orientação insumo, que visa a reduzir os insumos sem modificar o nível dos produtos. A operacionalização de tais modelos foi realizada por meio do software *Efficiency Measurement System* (EMS) versão 1.3 (SCHEEL, 2000).

Ademais, é relevante destacar o fato de que, segundo Gomes e Baptista (2004), apenas uma observação discrepante na amostra influencia todas as medidas de eficiência. Desta forma, necessita-se verificar se existem *outliers* nos dados obtidos para não

comprometer os resultados estimados e torná-los mais robustos. Souza e Stõsic (2005) desenvolveram uma técnica de identificação de *outliers* e erros de medidas, baseados na associação do DEA com o método Jackstrap. Este método foi elaborado com base no teste Jacknife com o Bootstrap. O procedimento é elaborar uma medida de alavancagem que mensura a influência de cada DMU sobre as demais onde aquelas que apresentam maiores influências são descartadas da amostra por denotarem características que afetam as estimações do DEA.

Para identificar a influência de cada DMU, seguiram-se os procedimentos adotados por Araújo (2007), em que inicialmente se aplicou a técnica Jacknife, determinando os escores de eficiência por via do DEA para cada DMU contida no conjunto original de dados. Feito isto, removeu-se sucessivamente cada DMU, recalculando as eficiências. Como esse método é muito intensivo computacionalmente, utilizou-se a combinação desse procedimento Jacknife com a técnica de reamostragem Jackstrap, seguindo o procedimento adotado por Sousa, Justo e Campos (2013).

### **3.6 Análise por meio de regressão quantílica**

O método de regressão quantílica foi proposto inicialmente por Koenker e Bassett (1978). De acordo com esses autores, esse método contém vantagens em relação ao Modelo dos Mínimos Quadrados Ordinários (M.Q.O) pelo fato de possibilitar a caracterização de toda distribuição condicional de uma variável resposta a partir de um conjunto de regressores; empregar todos os dados para estimar os coeficientes angulares dos quantis; não exercer forte interferência dos *outliers*, já que não se considera apenas o efeito médio do impacto de um regressor na distribuição condicional de um regressando, e os estimadores resultantes da Regressão Quantílica podem ser mais eficientes do que os obtidos pelo M.Q.O, visto que os erros não possuem distribuição normal.

Dadas essas vantagens, este método foi escolhido para fazer parte deste estudo, pois se está interessado não apenas em identificar os fatores que explicam a eficiência dos produtores de frutas, mas também em averiguar se as variáveis explicativas influenciam diferentemente a eficiência dos fruticultores com níveis de eficiência distintos.

Conforme Koenker e Basset (1978), a regressão quantílica  $\theta$  pode ser expressa com notação matemática:



$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i: y_i > x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i \leq x_i' \beta} (1-\theta) |y_i - x_i' \beta| = \min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_{\theta}(\mu_{\theta_i}) \quad (6)$$

$$\text{em que: } \rho_{\theta} \text{ é a função } \textit{check} \text{ definida por: } \rho_{\theta}(u_{\theta_i}) = \begin{cases} \theta u_{\theta_i}, & u_{\theta_i} \geq 0 \\ (\theta - 1)u_{\theta_i}, & u_{\theta_i} < 0 \end{cases} \quad (7)$$

Os coeficientes da Regressão Quantílica podem ser interpretados por meio da derivada parcial do quantil condicional com respeito a um regressor particular. Em outros termos, tais coeficientes podem ser interpretados como uma variação marginal no  $\theta_{th}$  quantil condicional ocasionada por uma mudança no regressor (JUSTO, 2008).

Considerando que as variáveis explicativas não influenciam igualmente os diferentes níveis de eficiência técnica, foram estimadas regressões para os quantis 0,10 e 0,90, em função do número de observações, em que o  $\theta_{th}$  quantil condicional do nível de eficiência pode ser expresso por:

$$Q_{\theta}(y_i | X_i) = X_i' \beta_{\theta}, \theta \in (0,1) \quad (8)$$

em que  $y_i$  corresponde aos escores de eficiência técnica obtidos no modelo DEA e  $X_i$  refere-se às variáveis capazes de explicar esses índices de eficiência. A operacionalização desse modelo foi realizada por meio do *software* STATA 12.

Antes de definir as variáveis explicativas a serem consideradas no modelo de regressão quantílica, foi relevante identificar se o regressor será constituído pelos escores de eficiência do modelo com retornos constantes de escala (CRS) ou com retornos variáveis de escala (VRS). Para isso, foi empregada a Estatística não Paramétrica de Kolmogorov-Smirnov ( $T_{K-S}$ ), que, conforme Banker e Natarajan (2004), baseia-se na distância máxima entre as distribuições acumuladas dos escores de eficiência resultantes dos modelos CRS e VRS, podendo ser expresso por:

$$T_{K-S} = \max[ F(\theta_{CRS}) - F(\theta_{VRS}) ] \quad (9)$$

Quando o valor dessa estatística  $T_{K-S}$  exceder seu valor crítico D, rejeita-se a hipótese nula de retornos constantes de escala. Isso significa dizer que se aceita a hipótese alternativa de retornos variáveis de escala. Foram realizados testes de igualdade dos coeficientes entre os quantis.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Identificação e análise do desempenho tecnológico dos fruticultores na região do Cariri

Inicialmente, com o intuito de verificar a coesão dos dados coletados, foi calculado o teste Kaiser-Mayer-Olkin (KMO). Assim, considerando-se distribuição normal dos dados, que o KMO revelou valor de 0,674, portanto, indicando que os dados são consistentes. O Teste de Esfericidade de Bartlett indicou valor 291,658, sendo considerado elevado para garantir que a matriz de correlações não é uma matriz identidade, ao nível de significância 1%.

Com o uso da análise fatorial, pelo método dos componentes principais, foram obtidos cinco fatores característicos, com índices maiores do que 1, considerando o critério da raiz latente, conforme observado na Tabela 1.

Objetivando caracterizar ou representar um total de variáveis originais em um número menor possível de variáveis, a fim de explicar a tecnologia adotada pelos fruticultores, optou-se por trabalhar com os cinco fatores, considerando-se que o Fator 1 possui raiz 3,003, o Fator 2 tem raiz 1,919, o Fator 3, apresenta uma raiz característica de 1,268, o Fator 4, observou-se uma raiz de 1,087, e o Fator 5 possui raiz 1,028, ou seja, todos os fatores atendem a exigência da metodologia de apresentar raízes latentes maiores do que 1 e que, em conjunto, explicam 75,499% da variância total dos 11 indicadores de adoção de tecnologia pelos fruticultores.

**Tabela 1-** Valores das raízes características e percentual de variância total explicada pela análise fatorial

Fator	Raiz característica	Variância explicada pelo fator (%)	Variância acumulada (%)
1	3,003	24,058	24,058
2	1,919	16,431	40,489
3	1,268	12,418	52,907
4	1,087	11,375	64,282
5	1,028	11,217	<b>75,499</b>

Fonte: Resultados da Pesquisa (2014)

Conforme os dados da Tabela 2 observam-se as cargas fatoriais ou coeficientes de correlação após a rotação dos fatores de adoção de tecnologia e suas respectivas

comunalidades. Admite-se que valores acima de 0,5 (em negrito) indicam intensiva associação entre a variável e o fator.

**Tabela 2** - Cargas fatoriais rotacionadas das variáveis de tecnologia obtidas na análise fatorial

Variáveis	F1	F2	F3	F4	F5	Comunalidades
X1- Escolaridade	0,092	-0,146	0,122	<b>0,841</b>	-0,234	0,807
X2- Área total	<b>0,913</b>	0,019	-0,113	0,124	0,023	0,863
X3- Renda Bruta	<b>0,934</b>	0,075	0,054	-0,061	0,086	0,892
X4- Produção Total	<b>0,895</b>	0,152	0,154	-0,034	0,006	0,849
X5- Assistência Técnica	0,074	0,034	-0,008	-0,067	<b>0,937</b>	0,889
X6- Técnica de plantio	-0,002	<b>0,523</b>	0,385	0,201	0,306	0,555
X7- Gestão Rural	0,232	0,178	<b>0,596</b>	0,265	0,313	0,610
X8- Investimento	0,106	-0,349	0,061	<b>-0,634</b>	-0,255	0,603
X9- Experiência	-0,054	0,018	<b>0,895</b>	-0,076	-0,154	0,833
X10- Práticas Agrícolas	0,239	<b>0,749</b>	0,057	0,019	0,084	0,629
X11- Defensivos Agrícolas	0,007	<b>0,876</b>	0,020	-0,013	-0,075	0,774

Fonte: Resultados da pesquisa (2014)

O primeiro fator (F1) está relacionado à tecnologia voltada para a produtividade, composta por: X2 (Área Total), X3 (Renda Bruta), X4 (Produção Total) sendo, portanto, F1 representado pelo uso intensivo da tecnologia de Produtividade.

Em relação às cargas do fator (F2), constatou-se que este possui correlação com as variáveis X6 (técnica de plantio), X10 (práticas agrícolas) e X11 (defensivos agrícolas), indicando o uso intensivo de técnicas agrícolas.

Analisando o fator (F3), percebeu-se que ele está intensivamente ligado às variáveis X7 (Gestão Rural), X9 (Experiência), representando o uso intensivo em Gestão.

O fator F4 está relacionado com as variáveis referentes ao capital: X1 (Escolaridade) e X8 (Investimento), representando assim o uso intensivo de Estoque de Capital.

O fator F5 está relacionado com a variável referente à assistência: X5 (assistência técnica), representando assim o uso intensivo de assistência técnica.

## 4.2 Classificação dos produtores pelo índice tecnológico da fruticultura irrigada do Cariri (ITFC)

Por meio da análise fatorial, após a obtenção dos escores fatoriais extraídos pelo método de rotação *Varimax*, procedeu-se à elaboração do Índice Tecnológico para os 86 fruticultores pesquisados no período de 2014. Em seguida, foi feita a padronização do índice de forma que ele pudesse variar de zero a um. Quanto mais próximo de um, melhores são os níveis tecnológicos desenvolvidos pelo fruticultor.

De acordo com a Tabela 3, percebe-se que foram obtidas cinco classes para classificação de Índices Tecnológicos (ITFC). Para os índices classificados como muito baixo, de 0 a 0,20, houve dois fruticultores com uma frequência relativa de 2,33%. Observa-se a quantidade de 30 fruticultores com frequência relativa de 34,88% considerados baixos; 53 apresentam índice considerado médio, com frequência relativa de 61,63%, e um fruticultor registrou índice considerado alto, com frequência relativa de 1,16%. Não foram encontrados fruticultores com índices muito altos para adoção de tecnologia.

**Tabela 3** - Índice tecnológico, número de produtores, segundo os grupos do índice de adoção de tecnologia dos fruticultores da região do Cariri, Ceará

Grupos	ITFC	Número de produtores	Frequência relativa
1- Muito Baixo	0 - 0,20	2	2,33 %
2- Baixo	0,21-0,35	30	34,88 %
3- Médio	0,37-0,54	53	61,63 %
4- Alto	0,62-0,78	1	1,16 %
5-Muito Alto	0,79-1,00	0	0
Informações válidas	-	<b>86</b>	<b>100,00</b>

Fonte: Resultados da Pesquisa (2014)

As variáveis que mais impactaram na determinação do nível tecnológico do referido índice foram: X2 (área total), X3 (renda bruta), X4 (produção total), resultado justificado pela maior variância dos dados, num total de 24,058%, representadas pelo fator 1 sendo, F1 representado pelo uso intensivo da tecnologia produtividade.

#### **4.3 Estimação dos escores de eficiência (DEA) e regressão quantílica para a identificação dos determinantes da eficiência**

A distribuição amostral dos produtores de frutas em classes de eficiência técnica e de escala, sob orientação insumo, encontra-se na Tabela 4. Conforme indicação dos procedimentos de Jacknife e Jackstrap, ao sinalizarem o fato de que dentre as 86 DMUs analisadas, esse módulo foi o que mais exerceu influência dentro de um processo aleatório por meio de Jackstrap. Foi classificada como *outliers* e, portanto retirada da amostra. Assim, o espaço amostral a ser analisado neste estudo é constituído por 85 fruticultores.

Os dados mostram que, dos 85 fruticultores analisados, 70 deles - que corresponde a 82,35% - obtiveram medida de eficiência inferior a 0,6 sob a pressuposição de retornos

constantes à escala. Verifica-se também que apenas sete produtores de frutas alcançaram a máxima eficiência.

**Tabela 4-** Distribuições absolutas e relativas dos fruticultores da região do Cariri, segundo intervalos de medidas de eficiência técnica e de escala

Medidas de Eficiência		Eficiência Técnica				Eficiência de Escala	
		CRS		VRS		Fi	%
		fi	%	Fi	%		
0	- 0,2	26	30,59	7	8,24	7	8,24
0,2	- 0,4	28	32,94	12	14,12	15	17,65
0,4	- 0,6	16	18,82	14	16,47	24	28,24
0,6	- 0,8	8	9,41	13	15,29	22	25,88
0,8	- 1,0	0	0,00	6	7,06	10	11,76
	1,0	7	8,24	33	38,82	7	8,24
Total		85	100,00	85	100,00	85	100,00

Fonte: Resultados da Pesquisa (2014)

As informações sobre os valores dos custos médios anuais excedentes referentes ao uso de insumos e à escala de produção adotada pelos produtores de frutas encontram-se na Tabela 5. Esses dados permitem identificar o nível de ineficiência ensejado por parte de cada um dos insumos utilizados por fruticultor em cada município analisado.

**Tabela 5 -** Valores dos custos médios anuais excedentes dos fruticultores da região do Cariri, Ceará

	Custos médios anuais excedentes				
	Mão-de-obra	Energia	Investimentos	Outros Custos	Insumos
Amostra Total					
VRS	2.981,606	86,42051	3.255,688	238,9847	880,5913
Percentual	14,05	2,73	25,60	21,78	7,90
Amostra Total					
CRS	2.933,45	79,28	2.507,99	238,24	861,03
Percentual	13,82	2,50	19,72	21,72	7,73

Fonte: Resultados da Pesquisa (2014)

Os maiores gastos excessivos privilegiam os investimentos, cujo valor médio anual excedente atinge R\$ 3.255,68 para a amostra total pesquisada, correspondendo a um percentual de 25,60%.

Para identificar variáveis capazes de explicar os índices de eficiência encontrados, realizou-se uma estimação dos parâmetros por meio da regressão quantílica (TABELA 6). De acordo com a metodologia o resultado do teste de Kolmogorov-Smirnov ( $T_{K-S}$ ) foi 0,6314, o que permitiu rejeitar a hipótese de retornos variáveis de escala. Portanto, a regressão quantílica foi estimada considerando os escores de eficiência técnica obtidos no modelo de

retornos constantes de escala. Conforme se verifica, existe diferenciação nos determinantes do nível de eficiência técnica entre os produtores de frutas menos eficientes, captados pelo 10º quantil, e os mais eficientes, traduzidos pelo 90º quantil. Para o grupo de fruticultores menos eficientes, observa-se que, apenas índice da gestão, crédito e escolaridade desempenharam papel irrelevante para explicar variações no nível de eficiência técnica.

Os valores dos parâmetros das variáveis - logaritmo da produção, assistência técnica e experiência - foram significativos ao nível de 1% e indicara sinais positivos, sinalizando que o nível de eficiência dos fruticultores pertencentes a esse grupo cresce com o aumento do logaritmo da produção e/ou da assistência técnica e/ou com a experiência.

**Tabela 6** - Estimativa da eficiência técnica dos fruticultores da região do Cariri, Ceará, por meio do modelo de Regressão Quantílica, 2014

Variáveis explicativas	Quantis	
	0,10	0,90
Constante	-0.193* (-2.60)	0.791* (3.60)
Logaritmo da Produção	0.0247* (2.88)	0.0119** (2.13)
Índice de Gestão <sup>45</sup>	0.0371 (1.02)	0.495** (2.09)
Assistência técnica ( <i>dummy</i> )	0.0116* (2.53)	0.0114* (2.04)
Crédito ( <i>dummy</i> )	-0.00714 (-0.26)	0.138* (3.53)
Experiência ( <i>dummy</i> )	0.016* (3.43)	0.0742 * (3.33)
Escolaridade ( <i>dummy</i> )	0.004 (1.02)	0.425* (2.31)

Fonte: Resultados da pesquisa (2014)

Notas: \*\*\*, \*\* e \* indicam, respectivamente, significativos a 10%, 5% e 1% e os valores entre parênteses referem-se à estatística “t”. O teste de Wald para testar a hipótese de igualdade entre os coeficientes das duas regressões: F=42,62 (prob=0,0000).

Quanto aos fatores explicativos da eficiência técnica para o grupo de produtores mais eficientes, constata-se que todas as variáveis são importantes para explicar a eficiência desse grupo. A *dummy* assistência técnica contribui positivamente para a melhoria de eficiência técnica dos fruticultores pertencentes ao grupo dos mais eficientes.

Os coeficientes das variáveis - logaritmo da produção e índice da gestão - foram significativos ao nível de 5% e denotaram sinais positivos, indicando que o nível de eficiência

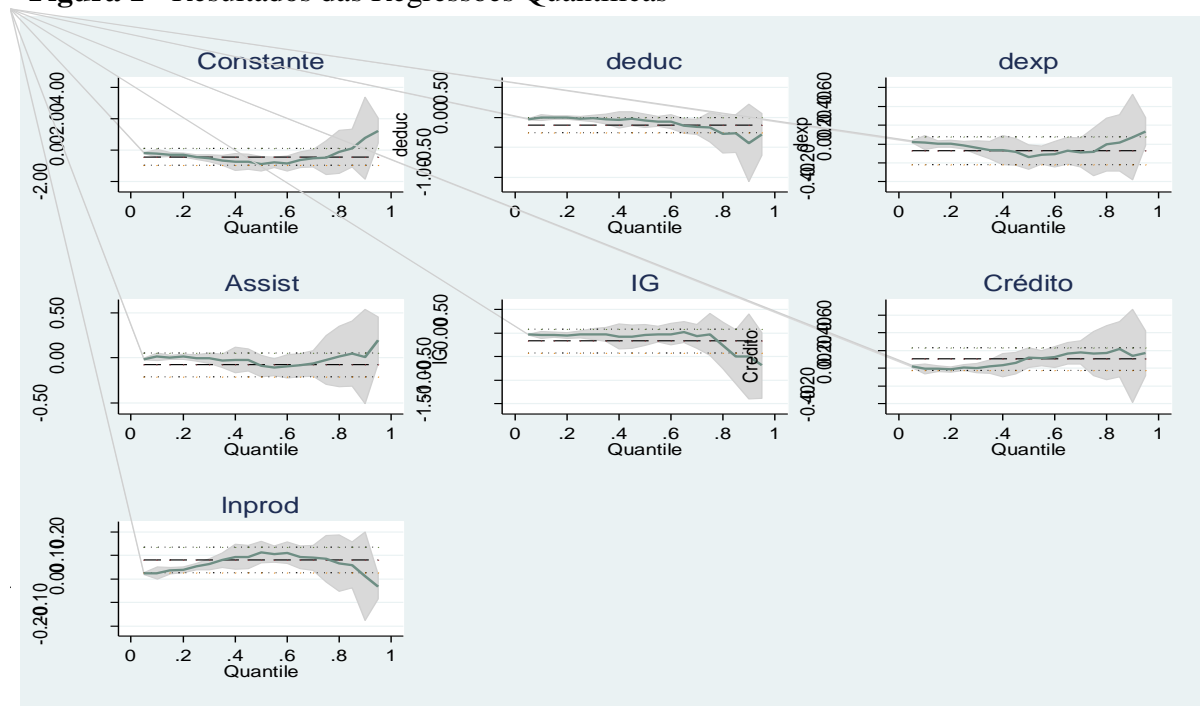
<sup>45</sup> O índice de Gestão foi construído através do seguinte cálculo:  $IG = \frac{(\sum X_i)}{N}$

Xi = os valores das 10 variáveis de gestão que assumem valor 1 ou zero. Neste caso, quanto maior o valor de IG mais técnicas de gestão são adotadas pelo produtor.  $0 \leq IG \leq 1$ . IG = 1 indica que o produtor utiliza todas as técnicas de gestão. Se IG = 0 indica que o produtor não utiliza nenhuma das técnicas de gestão (aqui está chamando de técnicas de gestão cada uma das 10 variáveis). N=10

dos fruticultores pertencentes ao grupo dos mais eficientes cresce com o aumento do logaritmo da produção e/ou do índice da gestão.

A Figura 1 ilustra o comportamento das variáveis explicativas da eficiência técnica dos produtores de frutas nos vários quantis. Como se observa, o efeito parcial de cada variável explicativa no nível de eficiência varia ao longo dos quantis, sendo que, as variáveis *dummies* assistência técnica, experiência e crédito demonstram um diferencial positivo maior para os produtores mais eficientes.

**Figura 1 - Resultados das Regressões Quantílicas**



Fonte: Resultados da Pesquisa (2014)

## 6 CONCLUSÃO

Os dados mostram que, dos 86 fruticultores analisados, 70 deles, o que corresponde a um percentual de 82,35%, obtiveram medida de eficiência inferior a 0,6 (considerada como média eficiência) sob a pressuposição de retornos constantes à escala. Verifica-se também que, desse total, apenas sete produtores de frutas alcançaram a máxima eficiência. Isso mostra que produtores ineficientes tem maiores dificuldades de desenvolver e gerir sua atividade.

Os resultados indicam, ainda, que os maiores gastos desses fruticultores estão relacionados aos investimentos, onerando assim o seu rendimento, cujo valor médio anual excedente atinge R\$ 3.255,68 para a amostra total pesquisada. Isso corresponde a um percentual de 25,60%. Ademais, analisando os níveis de eficiência desses produtores por

meio do modelo de regressões quantílicas, pode-se inferir que os menores níveis de eficiência técnica podem ser explicados pela gestão, o crédito e a escolaridade. Quanto aos fatores explicativos da eficiência técnica para o grupo de produtores mais eficientes, constata-se que todas as variáveis são importantes para explicar a eficiência desse grupo.

Como se observa, o efeito parcial de cada variável explicativa no nível de eficiência, as variáveis assistência técnica, experiência e crédito apresentam diferenciais positivos maiores para os produtores mais eficientes, ratificando a hipótese de que as práticas agrícolas, as formas de organização e gestão e a assistência técnica são importantes e contribuem intensivamente para maior desempenho tecnológico da fruticultura irrigada na região do Cariri, auxiliando os produtores na tomada de decisão. Por isso é necessário o aprimoramento das políticas públicas voltadas para a assistência técnica dos fruticultores, de forma que possa contribuir ainda mais no desenvolvimento da atividade.

## REFERÊNCIAS

ADECE – Agência de Desenvolvimento do Estado do Ceará. **Perfil da produção de frutas Brasil, Ceará.** Governado do Estado do Ceará. Conselho de Desenvolvimento Econômico, 2013.

BANCO DO NORDESTE. **A importância do agronegócio da irrigação para o desenvolvimento do Nordeste.** FRANÇA, Francisco Mavignier Cavalcante (coord.). Fortaleza: Banco do Nordeste, 2001.

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

BANKER, R.D., NATARAJAN, R. Statistical tests based on DEA efficiency scores. In: COOPER, W. W.; SEIFORD, L. M.; ZHU, J. (Eds.). **Handbook on Data Envelopment Analysis.** Boston: Kluwer International Series, 2004. p. 299-321.

CARDOSO, C. E. L., SOUZA, J. S. Fruticultura tropical: perspectivas e tendências. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza – CE, vol. 31 n° 01 p. 84-95. 2000.

CHARNES, A., COOPER, W.W., LEWIN, A.Y., SEIFORD, L.M. **Data envelopment analysis: theory, methodology and application.** Dordrecht: Kluwer Academic, 1994. 513p.

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



COELLI, T.; RAO, D.S.P.; BATTESE, G. E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. Norwell: Kluwer Academic, 1998. 275p.

COOPER, W.W., SEIFORD, L. and TONE, K. **Data envelopment analysis: a comprehensive text with models, applications, references and DEA-Solver Software**. 3 ed. Norwell, Massachusetts: Kluwer Academic Publishers, 2002.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P.; SILVA, F. L.; CHAN, B. L. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. Primeira edição. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009, p.195-265;

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

FERREIRA, C. M. C.; GOMES, A. P. **Introdução à análise envoltória de dados: Teoria, modelos e aplicações**. Viçosa, MG: UFV, 2009. 389p. n.18, 2014.

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

HAIR JÚNIOR, J. F.; ANDERSON, R. E. ; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5ª ed. Porto Alegre: Bookman, 2005. p.89-126; 380- 419.

JUSTO, W. R. Políticas sociais e o papel nas disparidades regionais de renda no Brasil: evidências a partir de regressões quantílicas. In: Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 6, 2008. **Anais...** Aracaju, SE: ENABER, 2008. CDROM.

KOENKER, R.; BASSET, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, p.33-50, 1978.

LEMOS, J. J. S. Indicadores de degradação no Nordeste Sub-úmido e Semi-árido. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 34, 2001, Brasília, DF. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2001. p.1-10.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2005.p. 99-138.

PENSA. **Desenvolvimento da cadeia produtiva de irrigação no Brasil**. São Paulo, 2010. 177p.

**Revista Cariri Invest**. Perfil Econômico da Agroindústria do Cariri. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 1999.

SCHEEL, H. **EMS: efficiency measurement system user's manual**. Version 1.3. 15/08/2000. Disponível em: <<http://www.wiso.uni-dortmund.de/lsgf/or/scheel/ems/>>. Acesso em: 19/12/2014.

SCHULTZ, T. W. **A transformação da agricultura tradicional**. Rio de Janeiro: Zahar, 207 p. 1965.

SILVA, S.R., SILVA, L.M.R., KHAN, A.S. Fruticultura e a regionalização da produção agrícola no Estado do Ceará. XLII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER. *Anais...* Cuiabá - MT: SOBER, 2004.

SIMPLÍCIO, T. A. **Caracterização socioeconômica do desenvolvimento do setor rural do Nordeste brasileiro**. Universidade Federal do Ceará – UFC, Fortaleza - CE, 1985. 99 p. (Dissertação de Mestrado).

SOUSA, E. P.; JUSTO, W. R.; CAMPOS, A. C. Eficiência Técnica da Fruticultura Irrigada no Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 44, n. 4, p.851-866, out-dez. 2013.

SOUSA, M. C. S.; STOSIC, B. Technical efficiency of the Brazilian municipalities: correcting non parametric frontier measurements for outliers. **Journal of Productivity Analysis**, v. 24, n. 2, p. 157-181, 2005.

SOUZA, P. M.; PAULO, R. M.; NERY, M. G.; MATA, H.T. Tecnologia de produção na fruticultura desenvolvida em municípios das regiões norte e noroeste do estado do rio de janeiro. XLVII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER. *Anais...* Porto Alegre - RS: SOBER, 2009.

# ANÁLISE DA SAZONALIDADE DOS PREÇOS DA BANANA DE SEQUEIRO, DA CANA DE AÇÚCAR E DO MILHO NAS MICRORREGIÕES DO CEARÁ

*Gerlânia Maria Rocha Sousa<sup>46</sup>; José Wandemberg Rodrigues Almeida<sup>47</sup>; Kilmer Coelho Campos<sup>48</sup>; Meire Eugênia Duarte<sup>49</sup>*

## RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo demonstrar alguns resultados de tendência de preços da banana de sequeiro, cana de açúcar e milho, recebidos pelos produtores e índices de sazonalidade de produtos agropecuários obtidos pelo Sistema de Informações para o Gerenciamento de Mercados Agropecuários do Nordeste (SIGMAN). Os produtos foram selecionados com base na proporção entre o financiamento médio de cada produto e o total financiado para o setor agrícola no período de 2005 a 2010, junto ao Banco do Nordeste do Brasil. Utilizou-se uma base de dados fornecida pelo IBGE e sua seção no Estado do Ceará, tendo como recorte os preços médios mensais praticados em suas microrregiões no mesmo período. É importante destacar que, não obstante às oscilações de preços citadas, a direção apontada pelos preços, principalmente para a banana de sequeiro e o milho, tende a ser de elevação dos mesmos e, conseqüentemente, de motivação para o aquecimento desse mercado, induzindo a novos investimentos. Conclui-se também que os índices sazonais, se constituem em um importante indicador aos produtores rurais, uma vez que demonstram claramente as flutuações de preço dos produtos agropecuários ao longo dos meses do ano.

**Palavras-chave:** Ceará; Preços; Sazonalidade.

## ABSTRACT

The present work aims to demonstrate some results of price trend of rainfed banana, sugar cane and corn received by farmers and index of seasonality of agricultural products produced by the Information Management System for Agricultural Market Northeast (Sigman). The products were selected based on the ratio of the average funding for each product and the total funding to the agricultural sector in the period 2005-2010, with Banco do Nordeste do Brazil, we used a database provided by IBGE and its section in the State of Ceará, with the cut average monthly prices in your micro in the same period. Importantly, despite the fluctuations of prices quoted, the direction that the prices, especially for bananas and dryland corn, tends to be lifting the same and hence the motivation for heating this market, inducing new investments. We also conclude that the seasonal indices, constitute an important indicator to farmers, since clearly demonstrate fluctuations in agricultural prices over the months of the year products.

**Key words:** Ceará; Prices; Seasonality.

---

<sup>46</sup> Mestre em economia rural e professora substituta da Universidade Federal Rural do Semi – Árido (UFERSA). E-mail: gerlaniarocha@gmail.com.

<sup>47</sup> Mestrando em economia rural do Mestrado Acadêmico em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: jose\_wandemberg@yahoo.com.br.

<sup>48</sup> Doutor em economia aplicada e professor adjunto III da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: kilmer@ufc.br.

<sup>49</sup> Economista e professora substituta da Universidade Federal Rural do Semi – Árido (UFERSA). E-mail: meire\_duarte@hotmail.com.

## 1. INTRODUÇÃO

Atualmente, os agricultores familiares ainda enfrentam grandes dificuldades para comercializar seus produtos, como por exemplo, baixos preços oferecidos por atravessadores, baixos níveis de tecnologia, altos preços de insumos para a produção, deficiência de assistência técnica e dificuldade de acesso a informações.

Conforme Lourenzani, Lourenzani e Batalha (2004), embora haja demanda de produtos e potencialidade de atendimento, verifica-se um certo despreparo por parte dos mesmos para atender algumas exigências do mercado. Questões relacionadas ao manejo inadequado de cultivo e exploração, à comercialização e à falta de organização e de ações cooperativas, têm levado os pequenos produtores a se distanciarem deste mercado promissor.

Ainda para os autores, é necessário, portanto, que esses agricultores estejam cientes da demanda do mercado por produtos de qualidade, em quantidade e com regularidade de oferta e o nível de preços a serem comercializados, para melhor programação de pesquisas e financiamento de cultivos estratégicos.

Trabalhos a respeito do comportamento de preços de produtos agrícolas são comuns dados o seu grau de informações e a necessidade de atualização dessas informações neles inseridas. Para Bressan e Lima (2002) essas previsões econômicas têm como objetivo principal a redução da incerteza e é de suma importância dentro do setor agropecuário, constantemente sujeito a distúrbios irregulares.

Portanto, segundo Arêdes e Pereira (2008) a previsão de preços torna-se um instrumento de grande relevância na tomada de decisão, especialmente quando se trata de produtos agrícolas, tendo como metodologia mais utilizada a da análise de sazonalidade, realizada a partir de séries individuais de preços abrangendo um determinado período.

Conforme Francisco *et al.* (1995) do ponto de vista da oferta de um produto agrícola, pode-se dizer que a causa básica para as variações sazonais são condições climáticas associadas às estações do ano (como é o caso do Estado do Ceará). As mesmas condicionam a época de plantio e colheita de produtos agropecuários, esse ciclo produtivo induz a sazonalidade da oferta do produto e conseqüentemente dos preços nos diferentes níveis de comercialização.

Nesse contexto, percebe-se que a análise de sazonalidade é um importante instrumento de tomada de decisão na comercialização de produtos agrícolas e o objetivo de sua análise é mensurar a oscilação média de preços ao longo dos meses do ano de forma significativa estatisticamente.

Considerando o caso da produção agrícola cearense essa análise torna-se ainda mais importante, pois os produtores enfrentam sérios problemas associados à instabilidade de preços que dependem, não só de uma infraestrutura de comercialização e de políticas agrícolas, como também de condições climáticas adversas.

Diante dessa lógica, o presente trabalho se propõe apresentar os resultados obtidos pelo Sistema de Informações para o Gerenciamento de Mercados Agropecuários do Nordeste (SIGMAN) dos índices e curvas de sazonalidade de preços de produtos agropecuários (banana de sequeiro, cana de açúcar e milho) comercializados diretamente com os produtores rurais nas microrregiões do Estado do Ceará no período de 2005 a 2010.

O SIGMAN é um sistema de armazenamento e análise de séries temporais de preços médios mensais de produtos agropecuários, desenvolvido e coordenado pelo Banco do Nordeste do Brasil através do ETENE – Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste. Esse sistema foi criado em meados da década de 1990, tendo como principal objetivo apoiar, por um lado, a inserção competitiva dos produtos agropecuários produzidos na região nordeste nos mercados nacional e internacional e, por outro lado, oferecer suporte técnico à formulação e definição de políticas públicas que visem o fomento do setor agropecuário nordestino.

Tendo em vista que a atividade agropecuária é um dos principais motores da economia nordestina, torna-se imprescindível o armazenamento de dados de preços desse setor e a sua consequente análise, especificamente no tange à sua tendência de curto prazo e ao comportamento sazonal dos mesmos, permitindo com relativa precisão, por meio de procedimentos estatísticos apropriados, isolar o seu componente tendencial, eliminando nas etapas de cálculo os componentes cíclicos, estacionais e estocásticos, e ainda, determinar o seu padrão de sazonalidade, ou seja, de que forma e em que magnitude os preços de determinados produtos flutuam ao longo dos meses do ano.

De posse destas informações – tendência e sazonalidade de preços – os agentes econômicos irão otimizar sua ação no mercado, mobilizando os recursos necessários para a produção e comercialização, adequando-os à tendência futura e às flutuações sazonais de preços. Às agências públicas de fomento servirão de parâmetros para a elaboração e condução de políticas de estímulo às atividades vinculadas ao setor agropecuário.

Neste sentido, admite-se a significativa influência que os produtos agrícolas exercem na construção de índices de preços, uma vez que, comparados a produtos industriais, são caracterizados por maior estacionalidade de oferta e variabilidade de preços.

Esta irregularidade na oferta leva à dificuldade de como ponderar o produto no processo de construção do índice, pois existe grande possibilidade de sua ausência no mercado em determinados períodos.

Ressalta-se ainda que a escolha das três culturas, banana de sequeiro, cana de açúcar e milho foram realizadas com base em informações do banco de dados do Banco do Nordeste do Brasil (BNB) em relação às operações que foram mais contratadas no setor agrícola no período de 2005 a 2010.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 A importância da agricultura familiar**

A agricultura familiar é um importante segmento de caráter econômico e social que ao longo dos anos vem ganhando mais atenção. No Brasil, a partir dos anos 1990 começaram a emergir as discussões a respeito da mesma principalmente na região Sul, reduzindo a antiga ideia de que o campesinato é um simples modo de produção associado com a agricultura pobre e de subsistência e que estaria condenado ao desaparecimento.

Após a Segunda Guerra Mundial, os agricultores familiares foram os responsáveis por assegurar um consumo alimentar suficiente aos europeus, garantindo ao continente o lugar de segundo maior exportador mundial de produtos agrícolas, não perdendo seu caráter familiar para o capitalismo avançado até os dias atuais do século XXI.

Para Guilhoto et al (2006) o setor agropecuário familiar é sempre lembrado por sua importância na conquista de emprego e na produção de alimentos, especialmente voltada para o autoconsumo. Todavia, é necessário destacar que a produção familiar, além de fator redutor do êxodo rural e fonte de recursos para as famílias com menor renda, também contribui expressivamente para a criação de riqueza, considerando a economia não só do setor agropecuário, mas do próprio país.

De acordo com dados do IBGE (2006) atualmente a mesma inclui 85% dos estabelecimentos rurais, ocupa 30% das terras, responde por 38% da produção e por 77% das ocupações em atividades agropecuárias. Além disso, contribui com 60% da produção de itens básicos da mesa do brasileiro, tais como hortaliças, feijão, arroz, milho, mandioca, leite e carne, entre outros, demonstrando assim sua importância.

Conforme o trabalho de Guilhoto et al (2006) entre 1995 a 2005, o segmento familiar do agronegócio brasileiro respondeu por cerca de 10% do PIB brasileiro, parcela bastante expressiva, considerando que a participação do agronegócio situa-se ao redor de 30% do PIB da nossa economia.

No caso da região nordeste, de acordo com Evangelista (2000) sua grande maioria de estabelecimento (2.055.157 estabelecimentos) enquadra-se na categoria familiar (88,3% dos estabelecimentos nordestinos). Os mesmos detêm 43,5% da área, geram aproximadamente o mesmo percentual do valor bruto da produção (43,5%) e capturam 26,8% do financiamento total.

Diante disso, é notório que mesmo sobre adversidades como insuficiência de terras e capital, dificuldades no financiamento, baixa disponibilidade tecnológica e fragilidade da assistência técnica, o peso da agricultura familiar para a riqueza do nosso País é representativo e só vem ganhando forças nos últimos anos.

## **2.2 Análises de preços**

Uma série de preços é definida como uma série temporal, pois se desenvolve no tempo. Como afirma Masi e Lopes (2010), uma série temporal é um conjunto de valores observados e ordenados no tempo, onde a ordem das observações tem impacto no resultado.

As variações estacionais da mesma são geralmente ligadas a um tipo comum de comportamento nos mesmos meses em anos sucessivos. Todavia, para Spiegel (1993) além da variação estacional de uma série temporal, podem existir, em determinados anos, alterações aleatórios a eventos casuais.

Segundo Stevenson (2001) apud Masi e Lopes (2010), um modelo clássico de séries temporais considera a existência de quatro elementos básicos na composição da série. São eles: a tendência, as variações cíclicas, as variações sazonais e as variações irregulares. Na análise de séries temporais é possível fazer a decomposição de cada um desses elementos e a análise de sazonalidade<sup>50</sup> é um dos métodos mais utilizados para isso.

No caso da produção agrícola cearense essa análise torna-se muito útil, pois, os produtores enfrentam sérios problemas associados à instabilidade de preços que dependem,

---

<sup>50</sup> De acordo com o dicionário, o conceito de sazonal faz referência às estações ou épocas determinadas do ano, característico de uma estação, como por exemplo, a colheita da produção agrícola em determinados meses do ano.

não só de uma infraestrutura de comercialização e de políticas agrícolas (preços mínimos, linhas de crédito, taxas de juros) como também de condições climáticas adversas.

Conforme Santana e Rodrigues Jr. *Apud Djau et al* (2014) a formação dos preços agrícolas é resultante de quatro efeitos distintos que podem ser entendidos da seguinte forma:

- a) Efeitos cíclicos: os preços variam segundo a própria dinâmica da atividade agrícola ou políticas macroeconômicas.
- b) Efeitos aleatórios: os preços são influenciados por fatores que ocorrem ao acaso como estiagens, inundações, incidência de pragas e doenças.
- c) Efeitos estacionais: ocorrem em função de períodos de safra ou entressafra.
- d) Tendência: representa o comportamento da série de preços ao longo do tempo.

Dessa forma, pode-se afirmar que em nosso País essa atividade vem ganhando importância no contexto sócioeconômico, tendo em vista o clima e as condições de plantio adequadas, a industrialização moderna e a forte demanda, gerando assim mais empregos, renda e elevando nosso Produto Interno Bruto.

### **3. METODOLOGIA**

#### **3.1 Seleção dos produtos**

Os produtos a serem submetidos à análise de sazonalidade foram escolhidos com base no seu grau de importância relativa no total de financiamentos (contratações de crédito) de longo prazo concedidos pelo BNB às atividades relacionadas com a produção e comercialização de produtos agrícolas no Estado do Ceará no período de 2005 a 2010.

Com base na proporção entre o financiamento médio de cada produto e o total financiado para o setor agrícola no mesmo período, destacam-se as seguintes culturas: banana de sequeiro, cana de açúcar e milho.

#### **3.2 Base de dados**

A base de dados de preços médios mensais recebidos pelo produtor e utilizada é fornecida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) /Unidade Estadual do Ceará (EU/CE) /Supervisão Estadual de Pesquisas Agropecuárias (SEPAGRO). Ela contempla dados de preços nominais recebidos pelo produtor de trinta e seis (36)



hortifrutigranjeiros das microrregiões do Estado do Ceará em uma série histórica que remonta ao ano de 2005.

### 3.3 Métodos de análise

O método de análise proposto é baseado em Hoffmann (1998), que apresenta um modelo estatístico compatível para o alcance das informações precisas no cálculo e explicação dos índices estacionais e sazonais através da média geométrica móvel centralizada.

A determinação dos índices sazonais é um importante indicador na orientação sobre o período de estocagem do produto e a melhor época de venda pelos produtores. A média geométrica móvel foi aplicada para determinar os índices sazonais no preço dos produtos que serão apresentados nos resultados.

Conforme o autor, o processo de determinação dos índices sazonais de preços através da média geométrica móvel centralizada é de 12 meses. Considerou-se que o preço é igual ao produto de três componentes:

I- um fator  $AB^t$ , que inclui a tendência e todas as variações no nível de preços entre anos;

II- um fator  $\varepsilon_j$  que representa as variações sazonais;

III – um fator  $U_t$ , que se refere às variações aleatórias nos preços mensais.

Empregou-se a seguinte expressão:

$$P_t = P_{ij} = AB^t \varepsilon_j U_t \quad (1)$$

Onde:

P = preço do produto;

i = indica o ano;

j = indica o mês.

Para a determinação dos índices sazonais foram realizados os seguintes cálculos:

a) média geométrica móvel centralizada (Gt), onde são eliminadas as variações sazonais e grande parte das variações aleatórias;

b) índices estacionais de preços;

c) médias geométricas dos índices estacionais;

d) índices sazonais para cada mês;

e) índices de irregularidades para cada mês;

f) estabelecimento de um intervalo de dispersão dos índices sazonais, limites inferiores e superiores.

A análise a partir de médias móveis centradas (em um período  $n$ ) consiste em suavizar as variações das séries por um processo de sucessivas médias. Quanto maior o número de termos utilizados para a média móvel, mais suavizada será a série resultante.

Por suas características, a média móvel elimina as variações aleatórias e os movimentos sistemáticos que apresentam duração de tamanho  $n$ .

No caso de média móvel de um número par de termos, isto é, se  $k = 2\lambda$ , um valor qualquer da média móvel, não corresponde exatamente a nenhum dos termos da série dada. Por exemplo, uma média móvel de 4 termos corresponde a um intervalo entre o segundo e o terceiro termo considerado no seu cálculo. Para resolver esse problema, define-se a média aritmética móvel centralizada de  $k = 2\lambda$  termos correspondentes ao valor  $t$ .

A média geométrica móvel centralizada de 12 meses para uma série de preços é calculada pela seguinte equação:

$$g_t = \frac{1}{12} (0,5 \ln P_{t-6} + \ln P_{t-5} + \dots + \ln P_{t+5} + 0,5 \ln P_{t+6}) \quad (2)$$

Onde:

$g_t = \ln G_t$  = média geométrica móvel no mês  $t$ ;

$P_t$  = preço no mês  $t$ ;

$t$  = mês em que a média é centralizada

Os índices estacionais dos valores pesquisados ( $I_t$ ) podem ser estimados dividindo o preço ( $P_t$ ) pela respectiva média geométrica ( $G_t$ ), e em seguida multiplicar por 100.

Para se chegar a um índice sazonal para cada um dos 12 meses do ano ( $I_t$ ), calcula-se a média de todos os índices sazonais relativos ao mês em questão utilizando-se a seguinte fórmula:

$$\ln I_i = \frac{1}{m-1} \sum \ln_{ij} \quad (3)$$

$i$  = mês (janeiro, fevereiro, ..., dezembro);

$j$  = ano;

$m$  = número de anos.

Os índices de irregularidade são obtidos, primeiramente, através do cálculo do desvio padrão ( $si$ ), dos valores dos índices sazonais em torno de sua média, dada por:

$$S_i = \sqrt{\frac{1}{m-2} \sum_{j=1}^{m-1} (d_{ij} - \bar{d}_{ij})^2} \quad (4)$$

Onde:

$i$  = mês (janeiro, fevereiro,..., dezembro);

$j$  = ano;

$m$  = número de anos.

Multiplicando e dividindo o índice sazonal pelo índice de irregularidade, obtêm - se os limites superiores e inferiores do intervalo indicativo da variação dos índices estacionais.

As análises da sazonalidade irão incidir sobre três produtos no Ceará, no período de 2005 a 2010, através dos dados colhidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)/Unidade Estadual do Ceará (EU/CE)/Supervisão Estadual de Pesquisas Agropecuárias (SEPAGRO). São contemplados dados de preços nominais recebidos pelo produtor de trinta e seis (36) hortifrutigranjeiros das microrregiões do Estado do Ceará em uma série histórica que remonta ao ano de 2005.

#### **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

A atividade agrícola é um dos setores de maior importância na economia do Ceará e do Nordeste em geral. De acordo com Djau e Reis (2013) a mesma gera emprego e renda para os pequenos produtores rurais nordestinos, principalmente no sertão em que cerca de 70% das propriedades têm menos de 10 ha.

A análise das mudanças na geografia agrícola é imprescindível tanto para a programação de pesquisas como para o planejamento e financiamento de cultivos estratégicos para determinadas regiões dos Estados.

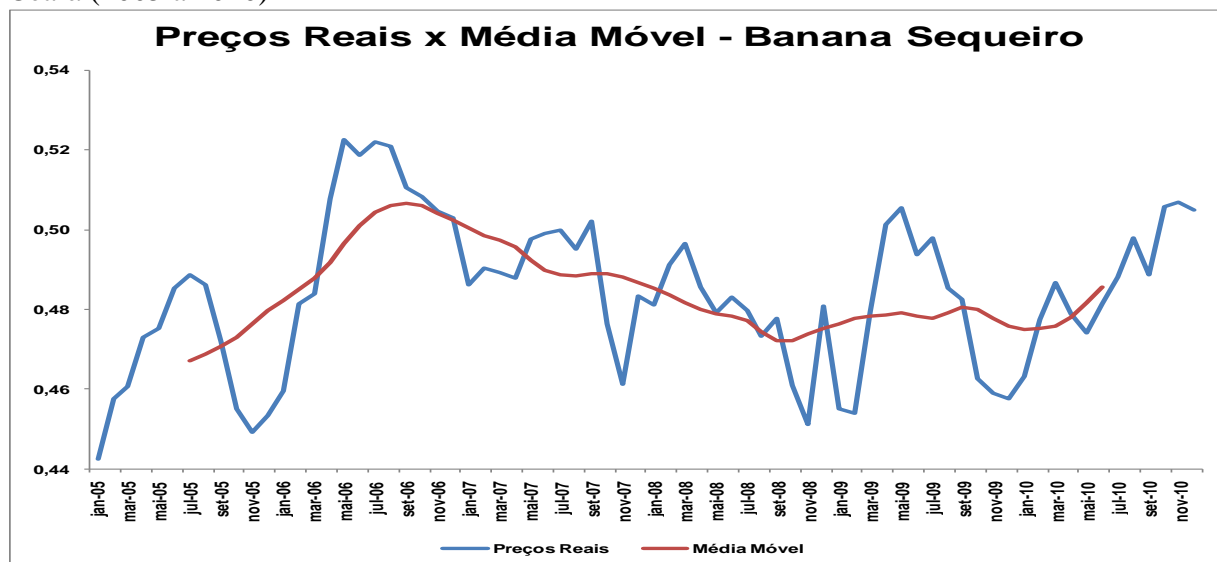
Abaixo tem-se os resultados dos três produtos (banana de sequeiro, cana de açúcar e milho) que foram submetidos à análise de sazonalidade escolhidos com base no seu grau de importância relativa no total de financiamentos (contratações de crédito) de longo prazo concedidos pelo Banco do Nordeste do Brasil (BNB) às atividades relacionadas com a produção e comercialização de produtos agrícolas no Estado do Ceará no período de 2005 a 2010.

##### **4.1 Suavização via média geométrica móvel centralizada**

Sobre os preços corrigidos, aplicou-se a média geométrica móvel centralizada em treze (13) meses ao longo de toda a série histórica. O objetivo desse procedimento consiste em suavizar as variações estacionais (sazonais) dos preços dos produtos listados, o que é obtido pelo movimento sucessivo da média geométrica ao longo de todos os meses do período em estudo.

Em outras palavras, a aplicação da média geométrica móvel elimina do preço do produto o seu componente estacional, representado basicamente pela safra e entressafra, permitindo visualizar apenas a tendência na trajetória dos preços entre 2005 e 2010.

**Gráfico 01** - Preços Reais e Suavizados da Banana de Sequeiro – Microrregiões do Estado do Ceará (2005 a 2010)

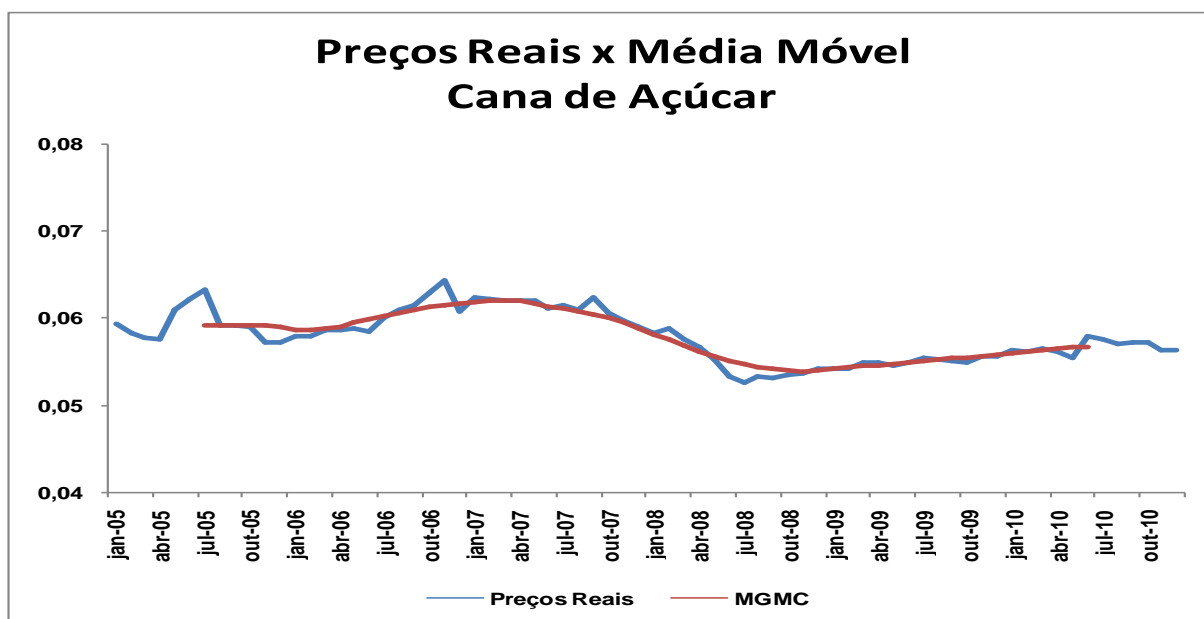


Fonte: IBGE-UE/CE/SEPAGRO, 2010; IGP-DI, 2010 - Organização dos autores.

Ajustada pela Média Móvel, a curva de preços reais recebidos pelos produtores de banana em regime não irrigado nas microrregiões do Estado do Ceará adquire significativa regularidade, permitindo observar com relativa precisão a tendência desses preços entre 2005 e 2010.

De um pico de R\$ 0,51 por quilo no trimestre agosto/outubro de 2006, os preços reais da banana não irrigada decrescem sensivelmente, atingindo por fim, no mesmo período de 2008, o vale de R\$ 0,47 por quilo, permanecendo então relativamente estáveis até março de 2010, de onde esboçam uma retomada de crescimento.

**Gráfico 02** - Preços Reais e Suavizados da Cana de Açúcar – Microrregiões do Estado do Ceará (2005 a 2010)



Fonte: IBGE-UE/CE/SEPAGRO, 2010; IGP-DI, 2010 - Organização dos autores.

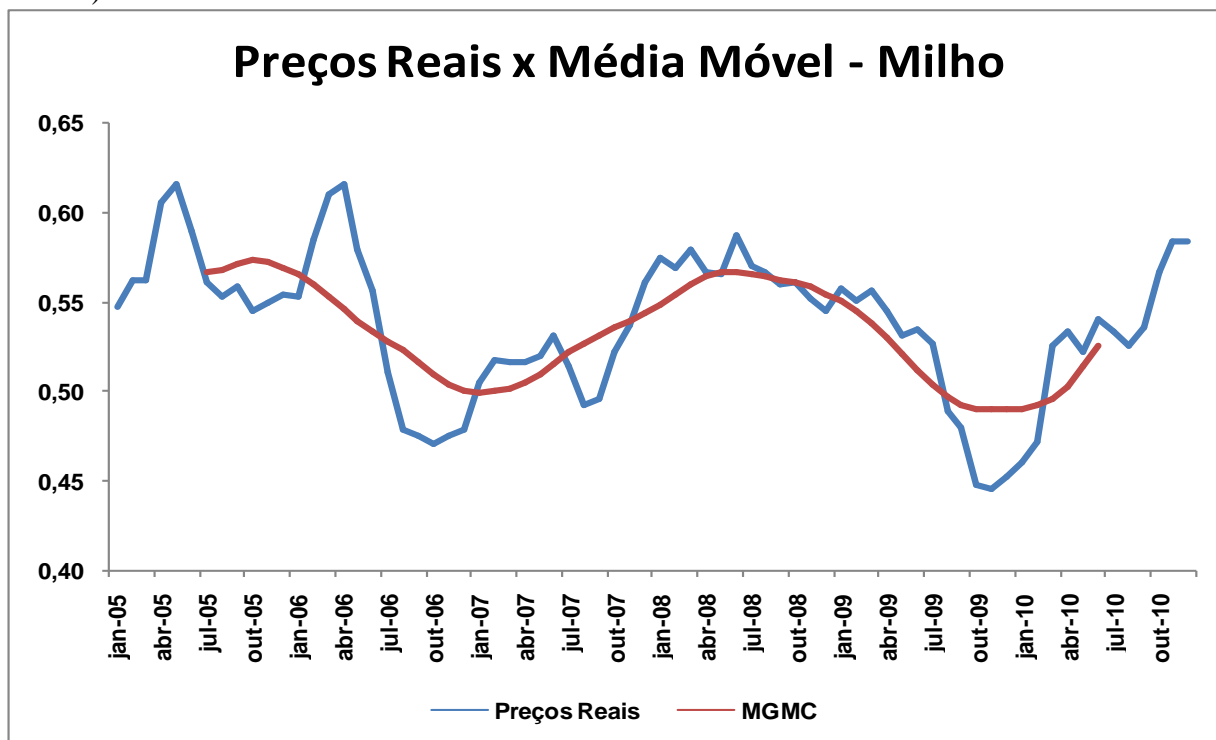
Comparando a curva dos preços reais da cana-de-açúcar com a sua curva suavizada, nota-se que a disparidade entre ambos revelou-se mínima, significativamente inferior se comparada com a disparidade entre as curvas apresentadas pelos preços do milho (a seguir) e mais ainda pelos preços da banana de sequeiro.

O fato revela que os fenômenos cíclicos e aleatórios de curto prazo não atuaram de forma intensa na formação de preços recebidos pelo produtor da cana de açúcar no período estudado, excetuando-se alguns eventos isolados, como os picos observados em maio de 2005 e setembro de 2006, e o vale de julho de 2008.

Ao longo de todo o período, os preços praticamente restringiram-se no interior de uma banda, cujo preço oscilou entre R\$ 0,05 e 0,06 por quilo, conferindo dessa forma, grande estabilidade de preços para a cana de açúcar entre 2005 e 2010.

Observando o comportamento dos preços suavizados do milho, percebe-se com maior precisão que, a despeito do ajuste via Média Móvel, os mesmos oscilaram acentuadamente no decorrer do período analisado, alternando momentos de alta e de baixa consideráveis, não evidenciando portanto, qualquer tendência (de alta ou de baixa) consistente no preço do produto: entre julho e setembro de 2005 e março e junho de 2008, o teto alcançado situou-se em torno de R\$ 0,57 por quilo; alternadamente, os preços do produto recebidos pelo produtor deprimiram-se aos pisos de R\$ 0,50 por quilo em janeiro de 2007, e R\$ 0,49 entre setembro de 2009 a janeiro de 2010.

**Gráfico 03** - Preços Reais e Suavizados do Milho – Microrregiões do Estado do Ceará (2005 a 2010)

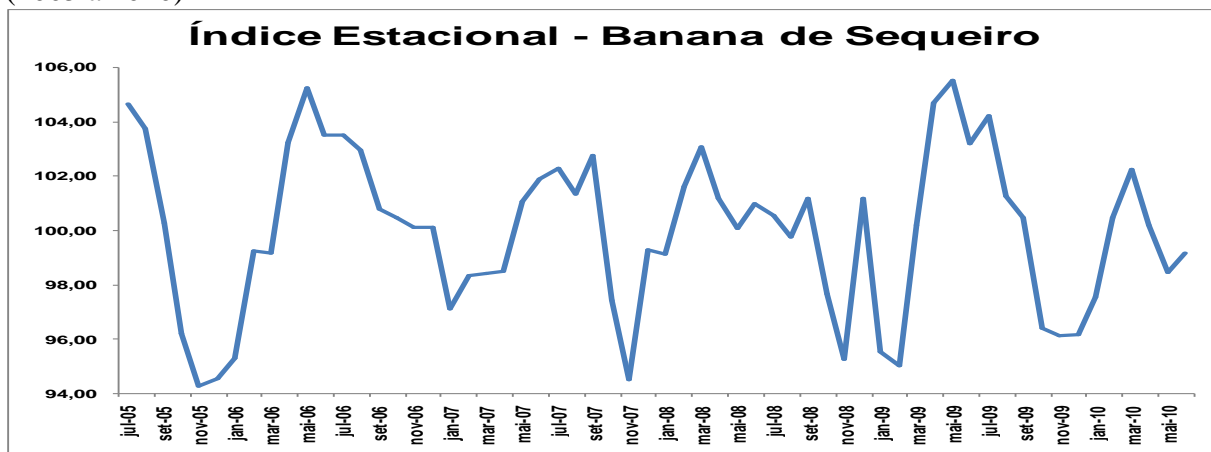


Fonte: IBGE-UE/CE/SEPAGRO, 2010; IGP-DI, 2010 - Organização dos autores.

#### 4.2 Determinação dos índices estacionais

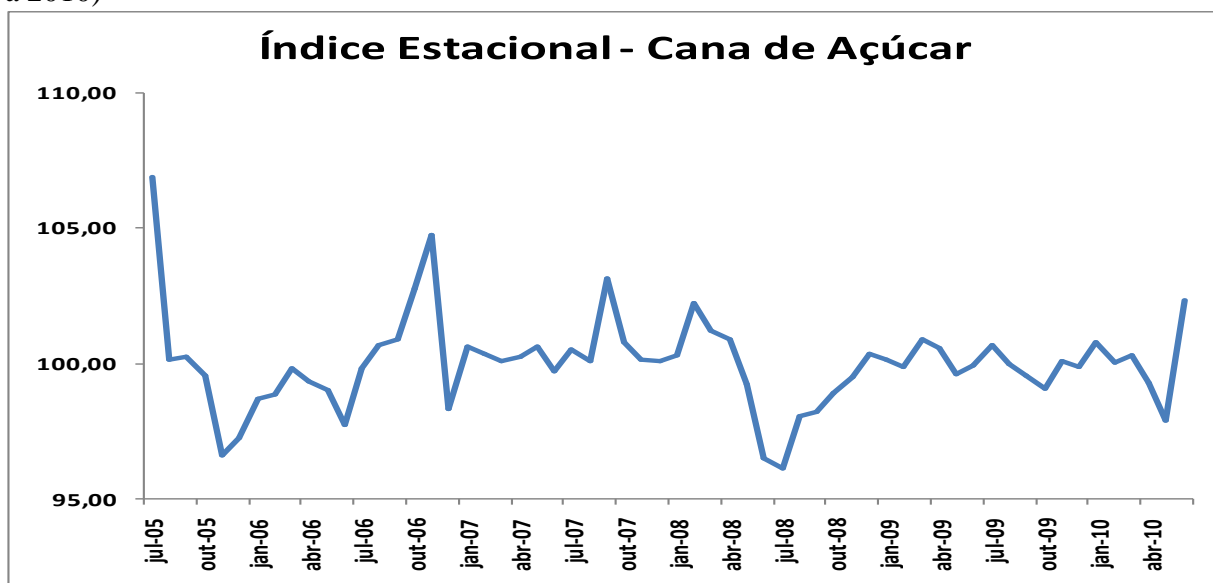
Os índices estacionais representam as variações estacionais e também aleatórias contidas nos preços do produto ao longo de todos os meses da série histórica estudada. São obtidos pela razão entre os preços reais do produto e os preços obtidos através da média geométrica móvel centralizada (MGMC).

**Gráfico 04** - Índices Estacionais da Banana de Sequeiro – Microrregiões do Estado do Ceará (2005 a 2010)



Fonte: IBGE-UE/CE/SEPAGRO, 2010; IGP-DI, 2010 - Organização dos autores.

**Gráfico 05** - Índices estacionais da cana de açúcar – microrregiões do Estado do Ceará (2005 a 2010)



Fonte: IBGE-UE/CE/SEPAGRO, 2010; IGP-DI, 2010 - Organização dos autores.

Expressos na forma de gráfico, os índices estacionais mostram mais claramente a influência dos componentes estacionais e aleatórios sobre o preço recebido pelo produtor da banana de sequeiro, milho e da cana de açúcar nas microrregiões do estado do Ceará entre julho de 2005 a junho de 2010.

De acordo com os gráficos apresentados a seguir, esses componentes promoveram desvios significativos em relação ao preço médio do produto, sendo que esses desvios manifestaram-se com mais intensidade em determinadas culturas (a banana de sequeiro) do que em outras (a cana de açúcar).

**Gráfico 06** - Índices Estacionais do Milho – Microrregiões do Estado do Ceará (2005 a 2010)



Fonte: IBGE-UE/CE/SEPAGRO, 2010; IGP-DI, 2010 - Organização dos autores.

### 4.3 Determinação dos índices sazonais e de irregularidade

O índice Sazonal, e sua curva representativa, definem o padrão de comportamento dos preços de determinado produto ao longo dos meses do ano. De outra maneira, representa a trajetória característica de preços nos doze meses do ano de um produto, estimada a partir da trajetória desses preços ao longo de uma série temporal.

A obtenção dos índices de sazonalidade pressupõe a retirada do componente aleatório dos preços e isto é obtido, em primeiro lugar, calculando o índice estacional médio - a média geométrica dos índices estacionais de cada mês (janeiro, fevereiro...) de todo o período estudado, ou seja, 2005 a 2010 e, em seguida, dividindo esse índice estacional médio pela média geométrica dos índices estacionais de todos os meses (média Jan/Dez).

Os índices de irregularidade são anti - logaritmos dos desvios dos índices de sazonalidade e, de acordo com a sua relação com esses últimos, de multiplicação ou de divisão, determinam a amplitude das flutuações de preço em torno da média, denominados limite superior e limite inferior.

Observando as tabelas a seguir, relacionadas à cultura da banana de sequeiro, compreende-se melhor a obtenção dos índices sazonais e de irregularidade:

**Tabela 1** - Índices sazonais dos preços da banana de sequeiro – microrregiões do estado do Ceará (2005 a 2010)

Período	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Janeiro	-	95,31	97,11	99,14	95,51	97,53
Fevereiro	-	99,25	98,34	101,6	95,01	100,48
Março	-	99,16	98,4	103,08	100,2	102,25
Abril	-	103,22	98,47	101,15	104,7	100,18
Mai	-	105,24	101,06	100,05	105,51	98,44
Junho	-	103,52	101,9	100,98	103,18	99,15
Julho	104,66	103,49	102,28	100,56	104,23	-
Agosto	103,73	102,93	101,34	99,76	101,26	-
Setembro	100,25	100,76	102,74	101,17	100,44	-
Outubro	96,18	100,48	97,43	97,65	96,41	-
Novembro	94,27	100,11	94,49	95,24	96,11	-
Dezembro	94,55	100,12	99,3	101,17	96,15	-

Fonte: IBGE-EU/CE/SEPAGRO, 2010.



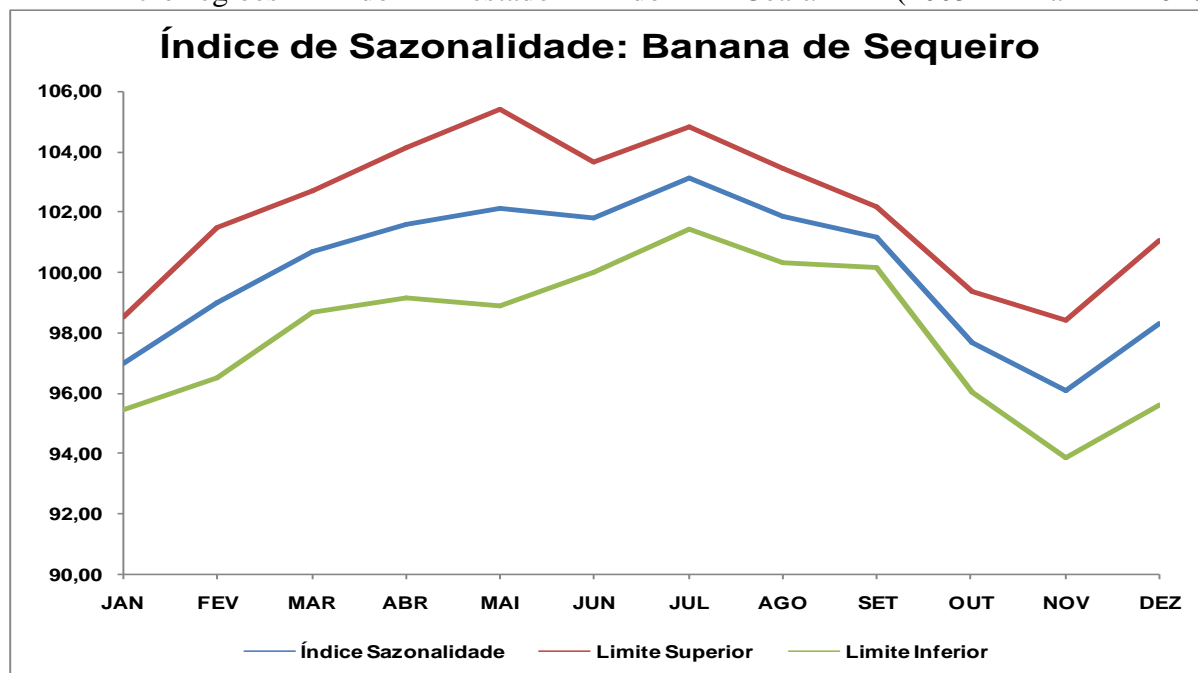
**Tabela 2** - Índices sazonais de irregularidade dos preços da banana de sequeiro - microrregiões do estado do Ceará (2005 a 2010)

Período	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Janeiro	96,91	96,98	0,02	1,02	98,52	95,46
Fevereiro	98,91	98,98	0,03	1,03	101,5	96,42
Março	100,6	100,67	0,02	1,02	102,7	98,68
Abril	101,52	101,59	0,02	1,02	104,12	99,12
Mai	102,02	102,09	0,03	1,03	105,38	98,91
Junho	101,73	101,8	0,02	1,02	103,63	100,02
Julho	103,03	103,1	0,02	1,02	104,83	101,41
Agosto	101,79	101,86	0,02	1,02	103,46	100,29
Setembro	101,07	101,14	0,01	1,01	102,15	100,14
Outubro	97,62	97,69	0,02	1,02	99,37	96,03
Novembro	96,02	96,09	0,02	1,02	98,41	93,83
Dezembro	98,23	98,3	0,03	1,03	101,08	95,59
Média Jan/Dez	99,93	-	-	-	-	-

Fonte: IBGE-EU/CE/SEPAGRO, 2010.

Os gráficos abaixo mostram os índices de sazonalidade dos preços recebidos pelo produtor da banana de sequeiro, cana de açúcar e do milho nas microrregiões do Estado do Ceará entre 2005 e 2010, bem como a amplitude de variação em torno dos mesmos.

**Gráfico 07** - Índices de sazonalidade e limites de amplitude de preços da banana de sequeiro – microrregiões do estado do Ceará (2005 a 2010)



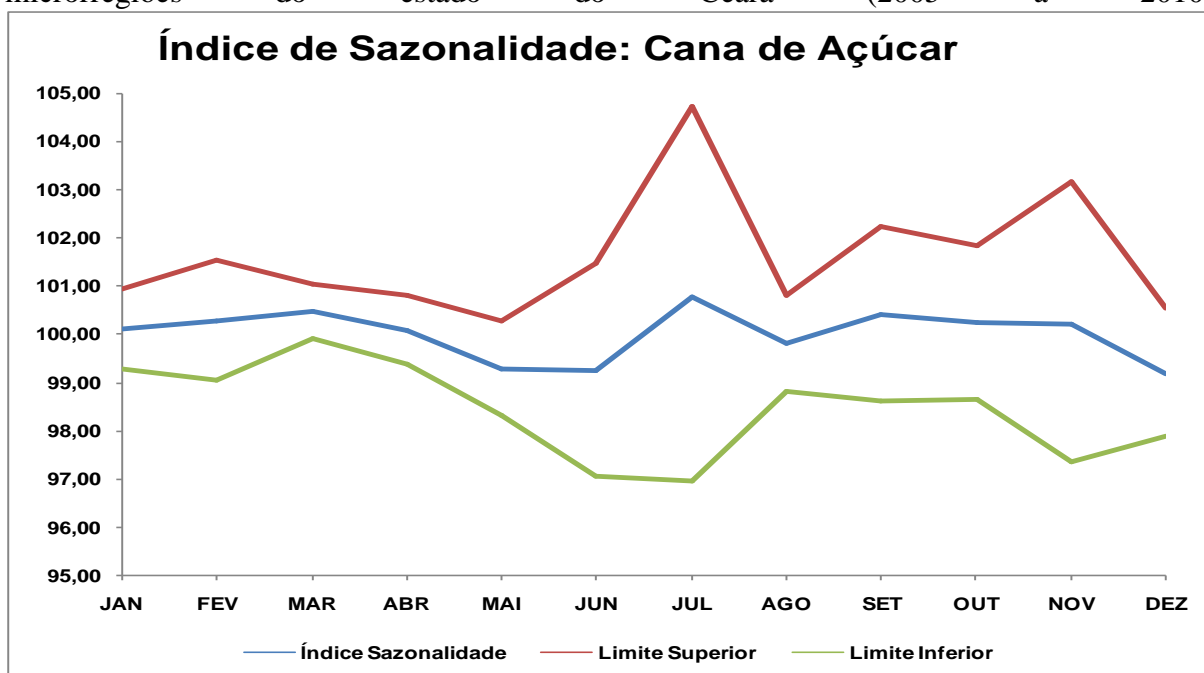
Fonte: IBGE-UE/CE/SEPAGRO, 2010; IGP-DI, 2010 - Organização dos autores.

De acordo com o gráfico 07, os preços recebidos pelo produtor na comercialização da banana de sequeiro tendem a elevar-se entre os meses de janeiro a julho, o que é mostrado pelo movimento ascendente da curva de índice sazonal, que atinge naquele último mês o teto aproximado de 103, o que significa que os preços praticados nesse mercado tendem a alcançar em julho um acréscimo em torno de 3% em relação aos preços médios.

O movimento tende a ser inverso no segundo semestre, de queda, onde o índice sazonal atinge o piso aproximado em novembro de 96, indicando uma retração de 4% nos preços praticados em relação aos preços médios nesse mês. Os índices de irregularidade foram mais elevados no primeiro semestre, destacando-se o mês de maio, implicando que neste, os preços oscilaram consideravelmente, variando em aproximadamente 5,4% acima e 1,1% abaixo dos preços médios.

No segundo semestre os índices de irregularidade se tendem a se reduzir, minimizando as oscilações de preço, principalmente no mês de setembro, onde se verificam afastamentos de pouco mais de 2% (limite superior) e de menos de 1% (limite inferior).

**Gráfico 08** - Índices de sazonalidade e limites de amplitude de preços da cana de açúcar – microrregiões do estado do Ceará (2005 a 2010)



Fonte: IBGE-UE/CE/SEPAGRO, 2010; IGP-DI, 2010 - Organização dos autores.

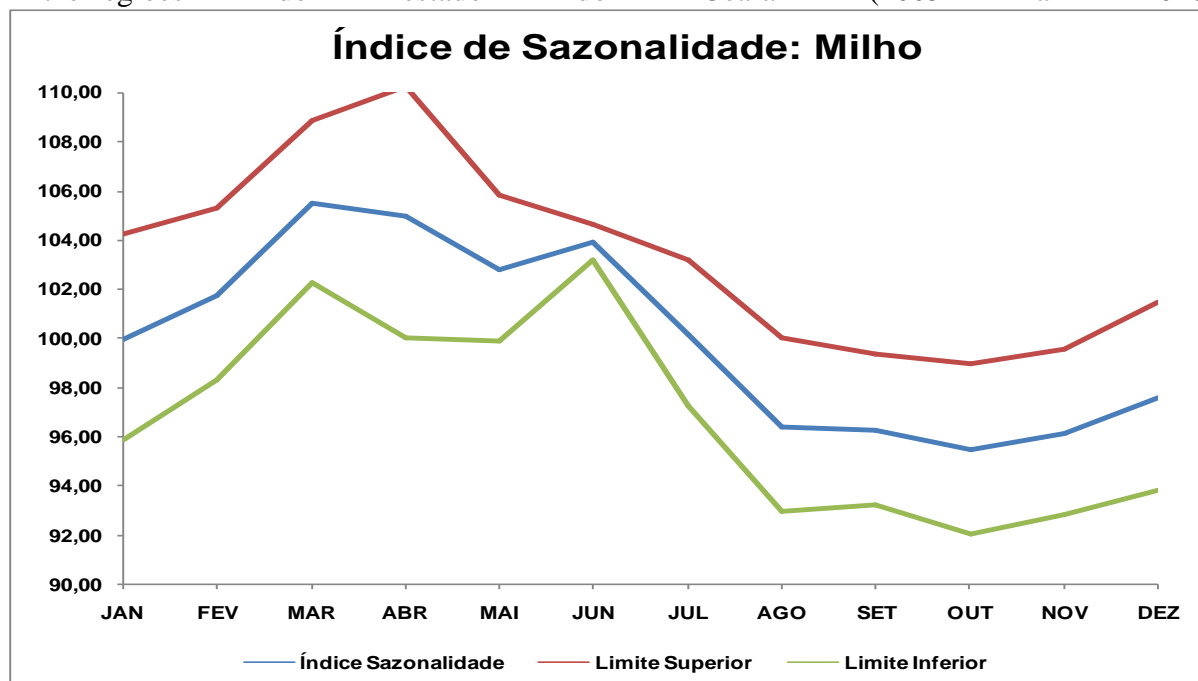
Os preços comercializados com os produtores para a cultura da cana de açúcar mostram uma curva de sazonalidade relativamente estável, não demonstrando praticamente qualquer influência significativa das épocas do ano sobre os preços médios desse produto. No

entanto, o índice de irregularidade para essa cultura tende a ser bastante instável e de forte atuação sobre os seus preços médios no segundo semestre, onde se observam desvios bastante significativos no sentido de elevação (4,7%) e no sentido de queda (3,1%) em julho. No mês seguinte ele reduz-se drasticamente, não permitindo oscilações superiores do que 0,8% e 1,2%, acima e abaixo dos preços médios respectivamente, e torna elevar-se novamente em novembro, ocasionando desvios de 3,2% no teto e 2,7% no piso.

No entanto, a amplitude de variação em torno dos preços médios nessa mesma época tende a ser significativa, principalmente em abril, mas, particularmente na direção do limite superior onde o desvio alcança o percentual de 10%, diferentemente do desvio observado para o limite inferior, de apenas 0,02%.

Deve-se ainda observar que, em junho, os desvios em torno dos preços médios são mínimos se comparados aos demais meses do ano, mas os desvios que possivelmente conduzem os preços no sentido do limite inferior, não são suficientes para os conduzirem a patamares inferiores à própria média de preços, fenômeno possivelmente explicado por considerável redução do componente aleatório na formação dos preços do milho recebidos pelo produtor.

**Gráfico 09** - Índices de sazonalidade e limites de amplitude de preços do milho – microrregiões do estado do Ceará (2005 a 2010)



Fonte: IBGE-UE/CE/SEPAGRO, 2010; IGP-DI, 2010 - Organização dos autores.

## 5. CONCLUSÃO

Este trabalho objetivou demonstrar alguns resultados de tendência de preços recebidos pelos produtores e índices de sazonalidade de produtos agropecuários obtidos pelo SIGMAN utilizando uma base de dados, fornecida pelo IBGE e sua seção no Estado do Ceará, tendo como recorte os preços médios mensais praticados em suas microrregiões.

Os preços da banana cultivada em regime de sequeiro e do milho, por exemplo, esboçam um movimento ascendente a partir do início de 2010, embora tenham demonstrado períodos de queda consistente – para a banana de sequeiro entre agosto/outubro de 2006 e o mesmo período em 2008 – e de flutuações consideráveis – para o milho ao longo de toda a série histórica.

Mesmo com a estabilidade dos preços comercializados da cana de açúcar observada em todo o período, é plausível admitir que, não obstante às oscilações de preços citadas anteriormente, a direção apontada pelos preços, principalmente para a banana de sequeiro e o milho, tende a ser de elevação dos mesmos e, conseqüentemente, de motivação para o aquecimento desse mercado, induzindo novos investimentos, na esfera da produção e da comercialização.

Com relação aos índices sazonais, eles se constituem em um importante indicador aos produtores rurais, uma vez que demonstram claramente as flutuações de preço dos produtos agropecuários ao longo dos meses do ano. Observando a trajetória característica dos preços de determinado produto nesse intervalo, é possível determinar os melhores períodos de comercialização de suas safras: os preços do milho tendem a ser mais elevados no primeiro semestre, favorecendo sua comercialização nesse período; os da banana de sequeiro tendem a crescer no primeiro semestre, atingindo o pico em julho. Os preços da cana de açúcar, ao contrário, apresentam uma curva praticamente estável, exceto no mês de julho onde ocorre uma leve elevação.

No entanto, se deve atentar para os índices de irregularidade atuantes sobre essas flutuações, ou, em outras palavras, se deve observar em que intensidade os componentes do preço, fator cíclico, estacional ou aleatório, estão isolada ou conjuntamente, influenciando na elevação ou queda dos preços durante o ano. Índices muito elevados podem sinalizar que a elevação, por exemplo, dos preços de certo produto em certa época do ano está associada a uma oscilação intensa e, provavelmente pontual, de algum ou de todos os seus componentes, o que torna inconsistente aquela elevação.

Essas características particulares apresentadas pela comercialização com os produtores dos produtos acima, suscitam investigações mais apuradas sobre o comportamento da oferta e da demanda nesse mercado específico, identificando quais componentes dos preços – fenômenos cíclicos, estacionais e estocásticos - estão influenciando as forças do mercado, refletidas nas decisões dos diversos agentes econômicos.

## REFERÊNCIAS

ARÊDES, Alan Figueiredo; PEREIRA, Matheus Wemerson Gomes. **Potencialidade da utilização de modelos de séries temporais na previsão do preço do trigo no estado do Paraná.** Disponível em: <ftp://ftp.sp.gov.br/ftpiea/publicar/REA1-0708a5.pdf> Acesso em: 11 jun. 2014.

DJAU, Mamadu Alfa; REIS, José Newton Pires. **Análise de preços dos produtos de lavoura permanente no estado do Ceará de 2006 à 2010.** Disponível em: <file:///C:/Users/usuario/Downloads/72-227-1-PB.pdf> Acesso em: 11 jun. 2014.

EVANGELISTA, Francisco Raimundo. **A agricultura familiar no Brasil e no Nordeste.** Disponível em: <https://www.banconordeste.gov.br/content/Aplicacao/ETENE/Rede\_Irigacao/Docs/Agricultura%20Familiar%20no%20Brasil%20e%20no%20Nordeste.PDF> Acesso em: 27 jun. 2014.

FRANCISCO, Vera Lúcia Ferraz dos Santos; PINO, Francisco Alberto; SUEYOSHI, Maria de Lourdes Sumiko; CÉZAR, Sérgio Augusto Galvão; AMARAL, Ana Maria Pereira. **Sazonalidade em séries temporais econômicas: aplicações.** Disponível em: <ftp://ftp.sp.gov.br/ftpiea/ASP4-0195.pdf> Acesso em: 10 jun. 2014.

GUILHOTO, Joaquim J. *et al.* **A importância da agricultura familiar no Brasil e em seus estados.** Disponível em: <file:///C:/Users/usuario/Downloads/file\_459%20(1).pdf> Acesso em: 28 jun. 2014.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas.** 3.ed. São Paulo, Pioneira, 1998.

LOURENZANI, Wagner Luiz; LOURENZAN, Ana Elisa Bressan Smith; BATALHA, Mário Otávio. **Barreiras e oportunidades na comercialização de plantas medicinais provenientes da agricultura familiar.** Disponível em: <http://www.fitoscience.com.br/administracao/upload/20100823\_101648.pdf> Acesso em: 10 jun. 2014.

MASI, Nathalia Virginia; LOPES, Célia Mendes Carvalho. **Estudo de modelos de séries temporais para dados de ações.** Disponível em: <http://www.ime.unicamp.br/sinape/sites/default/files/Nathalia\_celia\_Series\_Temporais.pdf> Acesso em: 10 jun. 2014.

## ANÁLISE ECONÔMICA DA PRODUÇÃO DE TILÁPIA DO NILO (*Oreochromis niloticus*) EM TANQUES REDE NO ESTADO DO CEARÁ

Jeronimo Marcelino Dias<sup>51</sup>; Kilmer Campos Coelho<sup>52</sup>; Rogério Cesar Pereira de Araújo<sup>53</sup>;  
Jonathas Viana Monteiro<sup>54</sup>

### RESUMO:

Este trabalho analisou a viabilidade econômica da produção de tilápia do Nilo (*Oreochromis niloticus*) em fazendas localizadas na região do rio Curú e nas regiões do Médio e Alto Jaguaribe no estado do Ceará. Os resultados mostraram que o custo total médio de produção foi inferior a renda bruta média, gerando uma margem de lucro da ordem de 25%. As margens brutas dos produtores tratadas individualmente, mostraram-se positivas, indicando que podem continuar na atividade em curto prazo. A renda bruta média apresenta-se superior ao custo operacional total médio, caracterizando a existência de lucro operacional ou margem líquida positiva, o que permite aos piscicultores manterem-se na atividade em longo prazo.

**Palavras-chave:** Margem bruta, piscicultura, Ceará.

### ABSTRACT:

This work's objective is to analyze the economic viability of the production of Nile tilapia (*Oreochromis niloticus*) in farms located in the Curú River region and parts of the Middle and High Jaguaribe River in the state of Ceará. The analysis of the results shows that the production average total cost was compatible to be an economically feasible activity, generating a profit margin of around 25%. Gross margins for producers, treated individually, were positive, indicating that the activity may continue in the short term. We conclude that the average gross income is presented more than the average total operational cost, characterizing the existence of an operating income or positive net margin, which allows fish farmers to keep in the long term activity.

**Key words:** Gross margin, fish farming, Ceará.

---

<sup>51</sup> Engenheiro de pesca, Mestrando em economia Rural pela Universidade Federal Ceará. E-mail: jeromadias@gmail.com

<sup>52</sup> Dr., Prof. do Departamento da Economia Agrícola. E-mail: kilmer@ufc.br.

<sup>53</sup> Ph.D., Prof. do Departamento de Economia Agrícola. E-mail:rcpa@ufc.br.

<sup>54</sup> Engenheiro de pesca, Mestrando em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará. E-mail: jonathas0801@hotmail.com

## 1. INTRODUÇÃO

A demanda mundial por alimento, principalmente aqueles mais saudáveis, vem crescendo de forma acelerada em decorrência do crescimento populacional e da mudança do hábito alimentar. Segundo a FAO (2012), a população mundial deve ultrapassar os nove bilhões de habitantes, até 2050. O setor agropecuário tem adiante o desafio de alimentar este contingente populacional, devendo aumentar a produção mundial de alimentos em 60%.

A aquicultura vem se despontando como uma alternativa para atender a demanda mundial de pescado. A atividade gera empregos no meio rural e diversifica as atividades agrícolas dentro da fazenda (GLIESSMAN, 2000). Segundo a FAO (2009), a piscicultura é responsável por 50% da produção mundial e está contribuindo para reduzir o déficit de demanda de pescado.

No Brasil, a piscicultura tem apresentado altos índices de crescimento, desde meados da década de 90, quando a atividade passou a ganhar importância na geração de renda e emprego no meio rural. O rápido crescimento dessa atividade é atribuído à abertura de pesque-pague na região Sudeste, implantação das indústrias de processamento e ao aumento do consumo de pescados no País.

Na piscicultura, o cultivo da tilápia do Nilo (*Oreochromis niloticus*) em tanques-rede vem se destacando por ser uma espécie precoce, de rápido crescimento e excelente desempenho em sistemas intensivos de produção. Esse tipo de cultivo cresceu consideravelmente, principalmente nos países que dispõem de grandes reservatórios. Neste aspecto, o Brasil se destaca no contexto mundial pelo fato de possuir 5,3 milhões de hectares em reservatórios naturais e artificiais (KUBITZA, 2000).

O Ministério da Pesca e da Aquicultura (MPA) afirma que a tilápia do Nilo é a espécie mais cultivada no Brasil. A tilápia é encontrada em, praticamente, todos os estados da federação, tendo alcançado a produção anual de 628 mil toneladas (BRASIL, 2012). Esta espécie foi uma das primeiras dentre aquelas exploradas na aquicultura a ser beneficiada. Na atualidade, a tilápia é comercializada na forma de filés congelados, proporcionando um rendimento em torno de 30% a 38%.

Sabbag *et al.* (2007) ressalta que a piscicultura pode ser uma alavanca para o desenvolvimento social e econômico, possibilitando o aproveitamento efetivo dos recursos naturais locais, principalmente os hídricos e a criação de postos de trabalho assalariados. Portanto, um projeto de piscicultura deve se basear em princípios científicos, tecnológicos,

ambientais e econômicos. No entanto, existem inúmeras variáveis que condicionam ou afetam o sucesso desse empreendimento rural.

Algumas das principais causas do fracasso de uma piscicultura de pequeno porte são a falta de avaliação econômica periódica da produção e adaptação do sistema de produção às flutuações do mercado. Por outro lado, a análise econômica é negligenciada por pesquisadores e piscicultores em todo mundo, mesmo sendo ela de suma importância na avaliação da viabilidade de um investimento (YI e LIN, 2000).

Segundo Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturas Renováveis (IBAMA), o Ceará produziu 25.600 toneladas de tilápia, representando 25% da produção nacional (BRASIL, 2007). O crescimento da produção cearense deve-se à disponibilidade de reservatórios de água doce de boa qualidade e condições climáticas favoráveis ao cultivo dessa espécie. Os piscicultores cultivam tilápia em 60 açudes, os quais estão distribuídos em 57 municípios, com destaque para os municípios de Jaguaribara, Orós e Pentecoste.

Desde 2010, o estado do Ceará vem passando por um período de seca. As baixas precipitações pluviométricas têm reduzido a recarga dos açudes e reduzido o volume de água armazenada dos açudes. A diminuição do volume e da qualidade de água para a piscicultura aumentam os riscos ambientais e técnicos da produção de tilápia em cativeiro, podendo diminuir a taxa de crescimento ou aumentar a mortalidade dos peixes, tendo efeitos negativos sobre a produção e receita da atividade.

Além das baixas precipitações pluviométricas, a piscicultura está sujeita a incertezas de natureza econômica que também podem afetar a rentabilidade econômica da atividade, por exemplo, variações nos preços dos insumos e do produto (peixe e seus derivados). Desta forma, faz-se necessário prover informações sobre a avaliação econômica da piscicultura no médio e longo prazo, a fim de gerar informações que ajudem no gerenciamento sustentável dos empreendimentos.

Esta pesquisa teve como objetivo avaliar economicamente as produções de tilápia do Nilo no estado do Ceará. O estudo empírico foi realizado nas regiões do Médio-Alto Jaguaribe e do Rio Curu, em particular nos municípios de Jaguaribara, Orós e Pentecoste, onde estão localizados os maiores reservatórios hídricos do estado do Ceará. Portanto, conhecer a viabilidade econômica desta atividade e seus fatores determinantes auxilia a elaboração de políticas públicas para o desenvolvimento sustentável do setor aquícola no estado do Ceará.



Este artigo é composto de cinco seções. A primeira seção, Introdução, definiu o problema de pesquisa e os objetivos. Na segunda seção, apresenta-se o referencial teórico, onde se destacou alguns resultados de avaliação econômico-financeira da piscicultura no Brasil. A terceira seção, Metodologia, delimita-se a área de estudo, fonte de dados e os métodos de análise. Na quarta seção, apresentam-se os resultados das estimativas de custos, receitas e indicadores financeiros e econômicos. Por último, na quinta seção, as principais conclusões são apresentadas.

## **2. REFERENCIAL TEÓRICO**

Em praticamente todos os ramos da economia moderna, a análise econômica de produção e o conhecimento pleno dos fluxos de comercialização dos produtos são tratados como elementos imprescindíveis no processo de tomada de decisões, tanto do setor público, quanto da iniciativa privada. O aproveitamento inteligente de informações já se tornou uma ferramenta indispensável para sustentar o crescimento comercial de empresas.

Políticas e ações voltadas para o desenvolvimento rural sustentável são cada vez mais dependentes da coleta, tratamento e disponibilização adequada das informações econômicas. Esse tipo de informação forma a base para a revisão, ampliação e criação de novas políticas, de atração de novos investidores e de abertura de novos mercados. Enfim, de um planejamento e gerenciamento da atividade em bases mais competitivas.

Na aquicultura brasileira, entretanto, esse tipo de informação tem sido tratado com certo desprezo, como se tivesse menos importância que outros componentes gerenciais e administrativos da cadeia produtiva.

Uma das formas de se determinar a viabilidade econômica de um sistema de produção no curto ou longo prazo (por exemplo, ao longo de um, de dois ou mais ciclos de produção), é a partir do estudo do comportamento de sua produção e dos insumos utilizados, ou seja, por meio da análise de custos e receitas geradas no sistema produtivo.

Em outras palavras, significa dizer que a produção poderá ser incrementada com custos unitários constantes, decrescentes ou crescentes, respectivamente. A aquicultura por ser uma atividade zootécnica poderia ser uma atividade com uma economia de produção a custos decrescentes (MEADE, 1989).

Conte (2002) ressalta que o monitoramento constante dos custos de produção e a escolha de densidade de estocagem mais eficiente não são mais vantagens competitivas e sim uma necessidade. Os estudos de densidade de estocagem para diferentes dimensões de

tanques-rede em diferentes ambientes seriam bastante pertinentes para o dimensionamento de novos projetos de produção e para a geração de informações, com o objetivo de aumentar a rentabilidade dos piscicultores.

No Brasil vários estudos foram realizados neste sentido, com diferentes espécies de tilápia cultivados em diversos sistemas de produção. A seguir são apresentados alguns trabalhos que focaram na análise de viabilidade econômica na produção de tilápia.

Vera-Calderón e Ferreira (2004), estudando a economia de escala do cultivo de peixes em tanques-rede no estado de São Paulo, comprovaram que, à medida que se incrementa a escala de produção, diminui o custo total médio de produção. O fator diferencial de um empreendimento em pequena escala para outro de média escala, foi o custo fixo; já em um empreendimento de média a grande escala, o fator diferencial foi o custo variável. O insumo de maior participação, nos três níveis de escala, foi a ração, com 43,3% para o empreendimento considerado pequeno e 62,74% para o médio e grande. Vários outros autores citam a ração como o item que mais participa nos custos de produção (CARNEIRO; MARTINS, CYRINO; CONTE, 2000; CONTE, 2002; FURLANETO; AYROZA; AYROZA, 2006).

Sabbag *et al.* (2007) avaliaram o custo da produção e a rentabilidade do cultivo de tilápia em tanque-rede em um modelo de propriedade associativista em Ilha Solteira/ SP. Os resultados mostraram a viabilidade econômica da produção, obtendo uma taxa de lucratividade de 22,57% por ciclo, e que ainda podem ser melhorados através de uma forma estratégica de comercialização conjunta na fase pré-produção, possibilitando uma diminuição significativa nos custos de produção.

Furlaneto *et al.* (2006) estudaram custo e rentabilidade da produção de tilápia (*Oreochromis spp*) em tanque-rede no médio Paranapanema no estado de São Paulo na safra de 2004 a 2005, através da aplicação de questionários aos aquicultores da região. Para análise da viabilidade foi calculado o investimento do projeto tanque-rede para um hectare de espelho d'água que corresponde a instalação de 250 tanque-rede de pequenos volumes e 111 tanque-rede de grandes volumes. Os custos da implantação foram estimados em R\$ 344.100 para 250 tanques-rede de pequeno porte e R\$ 298.050 para tanques-rede de grande porte. Os resultados mostraram que atividade é rentável em tanque-rede de pequeno volume e inviável em grande volume.

Silva e Soares (2009) analisaram o investimento econômico de cultivo de tilápia no estado do Ceará. Atividade se mostrou ser viável sob o ponto de vista econômico, tendo lucro

de 68,1% para cada unidade de investimento. Isso mostra baixo risco econômico na atual condição do mercado corrente. Além desse, observa-se alta estabilidade no que se refere às oscilações dos preços dos insumos e do produto, assim como da taxa de juros de mercado.

### **3. METODOLOGIA**

#### **3.1 Área de Estudo e Fonte dos Dados**

A pesquisa foi realizada nos municípios de Jaguaribara, Orós e Pentecoste, localizados no estado do Ceará. Esses municípios possuem área geográfica de 668,29 km<sup>2</sup>, 576,26 km<sup>2</sup>, e 1.378,30 km<sup>2</sup>, respectivamente. Pentecoste é o município de maior população com 35.412 habitantes, seguido de Orós com 22.000 habitantes e Jaguaribara com 10.399 habitantes.

Em 2013, o Produto Interno Bruto (PIB) desses municípios, por ordem decrescente, foram: Pentecoste, R\$ 183.022,00; Orós, R\$ 106.294,00; e Jaguaribara, R\$ 58.002,00. Neste mesmo ano, esses municípios tiveram PIB *per capita* de R\$ 5.168,00, R\$ 4.969,00 e R\$ 5.574,00, respectivamente (CEARÁ, 2013). A economia desses municípios tem como base a agricultura.

Os dados de natureza primária foram coletados por meio de entrevista e pesquisa direta junto aos piscicultores com aplicação de questionários. Para o estudo de caso foram entrevistados cinco produtores de tilápia.

#### **3.2 Método de Análise**

A análise econômica da piscicultura é feita com base na análise das receitas e custos de produção e de indicadores econômico-financeiros, como apresentados a seguir.

##### **3.2.1 Receitas e Custos de Produção**

As receitas e custos de produção são informações econômicas importantes para auxiliar o produtor na tomada de decisão dentro da fazenda. Os custos de produção podem variar em função dos preços dos insumos, tecnologia de produção e das condições ambientais onde as fazendas estão inseridas, por exemplo, tipo de solo, relevo, clima, etc. (BRASIL, 2007b).

Esta pesquisa segue a abordagem de Custo Operacional de Produção, desenvolvida inicialmente por Matsunaga *et al.* (1976) e, mais recentemente, por Martin *et al.* (1998). Com base nesta metodologia, as medidas de resultado econômico são calculadas.

Os indicadores econômicos utilizados na análise econômica da piscicultura são: Renda Bruta, Custo Operacional Efetivo, Custo Operacional Total, Custo Total, Custo Total Médio e Ponto de Nivelamento.

### *Renda Bruta*

Renda Bruta (RB) é a soma de tudo o que é produzido na fazenda. Nesta pesquisa, a RB é formada exclusivamente pela produção de peixe. A renda bruta é expressa pela seguinte equação matemática:

$$RB = \sum_{i=0}^n P_i \cdot Q_i \quad (1)$$

onde:

RB: Renda Bruta da atividade;

$P_i$ : Preço ao produtor do produto  $i$ , ( $i=1,2,3,\dots,n$ );

$Q_i$ : Quantidade produzida do produto  $i$ .

### *Custo Operacional Efetivo*

O Custo Operacional Efetivo (COE), também denominado de Custo Variável Total (CVT), é o somatório das despesas com insumos e mão de obra, ou seja, o dispêndio efetivo (desembolso) realizado pelo produtor na piscicultura. A Equação 2 mostra a equação matemática para o cálculo do COE.

$$COE = \sum_{h=1}^m P_h \cdot Q_h + \sum_{j=1}^r P_j \cdot Q_j \quad (2)$$

onde:

$P_h$ : Preço da diária ou do serviço contratado temporário  $h$ , sendo  $h = 1, 2, \dots, m$ ;

$Q_h$ : Quantidade de mão de obra ou do serviço contratado  $h$ ;

$P_j$ : Preço do insumo  $j$ , sendo  $j=1,2,\dots,r$ ;

$Q_j$ : Quantidade do insumo  $j$ .

### *Custo Operacional Total*

O Custo Operacional Total (COT) é obtido pela soma do COE com outros custos operacionais não desembolsáveis, tais como depreciação (D), encargos diretos, seguro, encargos financeiros e outras despesas, inclusive a remuneração da mão de obra familiar (MOF). O COT difere do custo total, uma vez que o primeiro não inclui as remunerações (ou juros) sobre a terra e o capital, e a renda do empresário. O COT é calculado pela seguinte fórmula matemática:

$$\text{COT} = \text{COE} + \text{D} + \text{MOF} \quad (3)$$

A depreciação anual (D) é calculada pelo método linear, ou seja, pelo rateio do valor depreciável ao longo da vida útil do bem de capital (n). O valor depreciável é obtido pela diferença entre o valor inicial do bem ( $V_i$ ) e seu valor final ( $V_f$ ). A fórmula do cálculo da depreciação pelo método linear é dada por:

$$D = \frac{V_i - V_f}{n} \quad (4)$$

A mão de obra familiar é incluída no COT pela importância que esta forma de trabalho tem para a piscicultura continental no Nordeste do Brasil. A mão de obra familiar é um custo indireto, ou seja, um item do custo não desembolsável, que pode representar uma parcela significativa da piscicultura conduzida em regime de organização produtiva familiar.

### *Custo Total*

Para calcular o Custo Total (CT), o COT é acrescido dos juros ou remuneração do capital (RC), dos juros sobre o valor da terra (RT) empregada na produção e da remuneração do empresário (RE). O CT é expresso pela seguinte equação matemática:

$$\text{CT} = \text{COT} + \text{J} + \text{RE} \quad (5)$$

### *Custo Total Médio*

O Custo Total Médio (CMe) é obtido pela divisão do custo total (CT) pela quantidade de produção (Q). O CMe é uma medida de custo unitário, isto é, expressa o custo de produção

por unidade do produto gerado, neste caso, reais por kg de peixe produzido (R\$/kg). A fórmula matemática utilizada para o cálculo do CMe é a seguinte:

$$CMe = \frac{CT}{Q} \quad (6)$$

#### *Ponto de Nivelamento de Rendimento*

O Ponto de Nivelamento de Rendimento (PNR) é um indicador econômico que calcula a produção mínima necessária para igualar o custo total (CT) de produção à receita bruta (RB), considerando o preço de venda do produto (P) (KAY, 1986). O PNR é calculado pela seguinte equação:

$$PNR = \frac{CT}{P} \quad (7)$$

#### 3.2.2 Indicadores Econômicos

Os indicadores econômico-financeiros utilizados nesta análise, definidos segundo Campos (2003), são: Margem Bruta, Margem Líquida, Índice de Lucratividade e Lucro. A seguir, cada um desses indicadores é definido e sua fórmula apresentada.

#### *Margem Bruta*

A Margem Bruta (MB) é obtida pela diferença entre a receita bruta (RB) e o custo operacional efetivo (COE). Este indicador mostra o montante em dinheiro que sobra para remunerar os custos fixos no curto prazo. A fórmula da MB é expressa pela seguinte equação:

$$MB = RB - COE \quad (8)$$

A margem bruta quando expressa em termos percentuais é denominada de Margem Bruta Percentual (MBP). A MBP representa o percentual do custo operacional efetivo correspondente à margem bruta. Matematicamente, a MBP é calculada pela seguinte fórmula:

$$MBP = \frac{RB - COE}{COE} \cdot 100 \quad (9)$$

Segundo Nogueira *et al.* (2001, *apud* CAMPOS, 2003), a MB pode assumir valores positivos, negativos ou zero:  $MB > 0$ , indica que o negócio é viável, no curto prazo;  $MB = 0$ ,

significa que a margem bruta é suficiente para pagar apenas o custo operacional efetivo, não sendo suficiente para remunerar a terra, o capital e o empresário;  $MB < 0$ , indica que o negócio é inviável, ou seja, está tendo prejuízo, no curto prazo. Nos casos em que a MB é igual ou menor que zero, a mão de obra familiar não está sendo remunerada, o que eleva seu custo de oportunidade na atividade em questão.

### *Margem Líquida*

A Margem Líquida (ML), também chamada de Lucro Operacional, é o resultado da diferença entre a renda bruta (RB) e o custo operacional total (COT). Este indicador propõe-se a medir a lucratividade da atividade no curto prazo. As equações 10 e 11 abaixo mostram as fórmulas para calcular a ML e a Margem Líquida Percentual (MLP).

$$ML = RB - COT \quad (10)$$

$$MLP = \frac{RB - COT}{COT} \cdot 100 \quad (11)$$

A margem líquida também pode assumir valores positivos, negativos ou zero:  $ML > 0$  significa a atividade é viável;  $ML = 0$  revela que a RB é suficiente aos itens do custo operacional total;  $ML < 0$ , significa que a renda bruta não cobre a totalidade do custo operacional, portanto, o negócio está tendo prejuízo.

### *Índice de Lucratividade*

O Índice de Lucratividade (IL) mostra a relação percentual entre a margem líquida (ML) e a renda bruta (RB). Este indicador revela o percentual da renda bruta disponível para remunerar a terra, o capital e o trabalho do empresário. O IL é calculado pela seguinte equação:

$$IL = \frac{ML}{RB} \cdot 100 \quad (12)$$

### *Lucro*

O Lucro (L) é o resultado da diferença entre renda bruta (RB) e custo total (CT). O lucro é o montante em valor monetário que subtrai-se da receita bruta todos custos com fatores de produção. O lucro é calculado pela seguinte fórmula:

$$L = RB - CT \quad (13)$$

O lucro pode ser classificado em três tipos: Lucro Supernormal ( $L > 0$ ); Lucro Normal ( $L=0$ ); e Prejuízo ( $L < 0$ ). Na situação de lucro normal, o negócio está remunerando todos os fatores de produção, inclusive a mão de obra familiar. A situação de prejuízo não, necessariamente, significa que a empresa deveria parar suas atividades, pois a situação desfavorável da empresa depende da parcela de custos que não estão sendo remunerados. Por exemplo, se a empresa estiver em situação de prejuízo, mas a ML for maior do que zero, isto significa que a atividade está remunerando a mão de obra familiar e parte dos custos fixos (depreciação e juros).

### 3.2.3 Procedimentos Metodológicos

A análise econômico-financeira da piscicultura foi feita com uma amostra de cinco pisciculturas que se encontravam em plena atividade, selecionadas nos municípios de Pentecoste, Orós e Jaguaribara. A escolha das pisciculturas foi feita de forma intencional, podendo o perfil da piscicultura não ser representativo da população na área de estudo.

Para coletar os dados, utilizou-se um questionário semiestruturado constituído das seguintes partes: identificação do respondente, caracterização produtiva da piscicultura, receitas e custos da produção de peixe. Esses dados foram utilizados para caracterizar o perfil dos piscicultores e calcular a receita, custos e os indicadores econômico-financeiros da piscicultura. Os dados foram coletados no período de julho a novembro de 2014.

No cálculo das medidas de receitas, custos e indicadores econômico-financeiros foram adotados os seguintes pressupostos:

- A taxa de juros utilizada para o cálculo do Juros sobre o valor da terra, capital fixo e insumos empregados na produção foi de 6% ao ano, considerando a remuneração das aplicações na caderneta de poupança como o custo de oportunidade do capital;
- O custo anual de manutenção e conservação para manter os bens de capital em condições normais de uso foi calculado aplicando uma taxa de 5% sobre o valor das máquinas e equipamento e 3% sobre o valor das benfeitorias;



- As despesas com mão de obra temporária utilizada na piscicultura foram calculadas por meio da multiplicação do total dos dias trabalhados pelo valor da diária, inclusive mão de obra familiar.

## **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

### **4.1 Análise de Receitas e Custos de Produção da Piscicultura**

Inicialmente, apresentam-se os resultados relativos à produção de peixes nas cinco propriedades selecionadas para o estudo, quantificando receitas, custo operacional efetivo (COE), custo operacional total (COT) e custo total (CT) da atividade.

Observa-se pela Tabela 1 que a média da renda bruta das cinco propriedades foi de R\$ 1.303.800 calculada a partir da produção e venda de peixes. A média do custo operacional efetivo (COE) foi de R\$ 781.114, o que equivale a 65,6% da média dos custos totais dos produtores. Esses custos correspondem aos gastos com insumos de produção (compras de alevinos, ração, medicamentos, análise química de água, dentre outros), manutenção e a contratação de serviços temporários. Desta forma, a maior parcela dos custos totais é formada pelos custos variáveis, sendo o restante (34,4%) destinado a cobertura dos custos fixos.

A média dos custos operacionais totais (COT) foi de R\$ 1.059.697, sendo formados pelos custos que compõem os custos operacionais efetivos, custos de mão de obra permanente e outros custos operacionais não desembolsáveis como a depreciação de máquinas, equipamentos e benfeitorias, necessários para a continuação do processo produtivo. O custo operacional total (COT) perfaz 89% das médias dos custos totais, sendo o restante (11%) destinado para remunerar a terra, o capital e o empresário.

Já a média dos custos totais (CT) foi de R\$ 1.190.897, compreendendo o custo operacional total (COT) mais os juros ou remuneração sobre a terra, o capital e o empresário. Este indicador representa o somatório dos custos variáveis totais mais os custos fixos da atividade

Comparando-se os resultados da pesquisa com o trabalho de Furlaneto *et al.* (2006), que avaliaram o custo e rentabilidade da produção de tilápia na região do Médio Paranapanema, estado de São Paulo, safra 2004/2005, identificou-se que os custos com insumos são significativos na formação dos custos de produção e são os que mais oneram atividade.

**Tabela 1** – Renda bruta, custo operacional efetivo, custo operacional total e custo total da produção de tilápia nos municípios de Pentecoste, Orós e Jaguaribara, 2014

Produtor	Renda Bruta	Custo Operacional		Custo Operacional		Custo Total
	(R\$)	Efetivo (R\$)	(%)	(R\$)	(%)	(R\$)
1	828.000,00	493.580,00	60,3	734.380,00	89,7	818.380,00
2	2.340.000,00	1.279.247,00	69,3	1.686.647,00	91,4	1.844.647,00
3	972.000,00	542.088,00	58,4	737.578,00	79,5	927.578,00
4	1.812.000,00	1.152.912,00	64,2	1.606.556,00	89,5	1.794.556,00
5	567.000,00	437.745,00	76,9	533.325,00	93,7	569.325,00
Média	1.303.800,00	781.114,00	65,6	1.059.697,00	89,0	1.190.897,00

Fonte: Dados da pesquisa.

Novaes (2010) analisou a produção da tilápia do Nilo em tanques-redes, em diferentes densidades, e também identificou que os custos com insumos representaram 53,8% dos custos de produção.

#### 4.2 Análise dos Indicadores Econômico-Financeiros da Piscicultura

Com base na Tabela 1 foram calculados os indicadores econômico-financeiros que serviram para auxiliar na análise econômica das propriedades. Conforme a Tabela 2, nota-se que a média das margens brutas, em valores absolutos, foi de R\$ 522.686, significando que a média das rendas brutas é bem superior à média dos custos operacionais efetivos. Assim, constata-se que a média das margens brutas foi positiva ( $MB > 0$ ), permitindo a permanência dos produtores na atividade no curto prazo. Essa margem pode servir para remunerar os custos fixos, inclusive o empresário.

A média da margem líquida foi positiva e igual a R\$ 244.103, demonstrando que a média da renda bruta é maior que a média do custo operacional total. Assim, a renda da produção foi suficiente para pagar todos os custos variáveis e ainda cobre gastos de mão de obra permanente e de depreciação de máquinas e equipamentos e de benfeitorias, o que permite ao produtor permanecer na atividade no longo prazo.

O índice de lucratividade foi analisado individualmente para cada produtor. Logo, constata-se que o produtor 5 apresentou o menor índice (5,9%) indicando disponibilidade de renda após o pagamento de todos os custos operacionais, isto é, há sobra de recursos destinados à remuneração dos fatores de produção (terra, capital e mão de obra do empresário). Percebe-se ainda que há uma maior reserva da renda bruta para os produtores 2 e

3, permitindo-os remunerar os seus fatores de produção. Para o conjunto de produtores estudados, observa-se uma boa disponibilidade de recursos para remunerar os fatores produtivos da atividade, ou seja, demonstrando uma lucratividade média positiva

**Tabela 2** – Indicadores econômicos da produção de tilápia nos municípios de Pentecoste, Orós e Jaguaribara, 2014

Produtor	Margem Bruta		Margem Líquida		Índice de Lucratividade (%)
	(R\$)	(%)	(R\$)	(%)	
1	334.420,00	67,8	93.620,00	12,8	11,3
2	1.060.753,00	82,9	653.353,00	38,7	27,9
3	429.912,00	79,3	234.422,00	31,8	24,1
4	659.088,00	57,2	205.444,00	12,8	11,3
5	129.255,00	29,5	33.675,00	6,3	5,9
Média	522.686,00	-	244.103,00	-	-

Fonte: Dados da pesquisa.

Com base na Tabela 3, observa-se que o lucro, obtido pela diferença entre a renda bruta e o custo total, apresentou um valor médio de R\$ 112.903, significando que a atividade encontrava-se na situação de lucro supernormal ( $L > 0$ ), ou seja, a piscicultura estava remunerando todos os fatores de produção, inclusive pagando a renda do empresário e ainda gerava um excedente que varia com a quantidade produzida.

**Tabela 3** – Indicadores econômicos da produção de tilápia nos municípios de Pentecoste, Orós e Jaguaribara, 2014

Produtor	Lucro (R\$)	Preço do Peixe (R\$/kg)	Custo Total Médio (R\$/kg)	PNR	
				(kg)	(%)
1	9.620,00	5,00	3,32	163.676	47,4
2	495.353,00	5,00	2,53	368.929	49,3
3	44.422,00	6,00	4,47	154.596	88,1
4	17.444,00	6,00	5,08	299.093	41,2
5	-2.325,00	7,00	7,23	81.332	104,4
Média	112.903,00	6,50	3,26	-	-

Fonte: Dados da pesquisa.

Ao se analisar a lucratividade ao nível de cada produtor, nota-se que o produtor 5 encontrava-se na situação de prejuízo. Contudo, sua margem líquida era positiva, significando que atividade estava remunerando a mão de obra permanente, as depreciações e, até mesmo parte dos capitais empatados. Já os demais produtores mostraram lucratividade satisfatória.

O custo total médio para os produtores 1 e 2 foram de R\$ 3,32/kg e R\$ 2,53/kg, respectivamente, enquanto que o preço de venda foi de R\$ 5,00 por kg. Para os produtores 3 e 4, os custos médios de produção foram de R\$ 4,47/kg e R\$ 5,08/kg, respectivamente, e o preço de venda foi de R\$ 6,00/kg. Já para o produtor 5, o custo médio total foi de R\$ 7,23/kg

e o preço de venda foi de R\$ 7,00/kg, observando prejuízo pois os custos superam as receitas da atividade. Logo, a média do custo total médio da mostra de produtores foi de R\$ 3,26/kg de peixe, enquanto que a média do preço de venda foi de R\$ 6,50/kg. Assim, existem condições financeiras propícias para continuidade do negócio.

O ponto de nivelamento de rendimento (PNR) mostra a quantidade mínima de produção necessária para que a renda bruta gerada cubra pelo menos os custos totais, ou seja, analisa uma situação em que o lucro é igual a zero. Para produtor 5, o PNR foi de 81.332 kg o que significa dizer que o produtor terá que trabalhar com capacidade produtiva de 104,4% para cobrir os seus custos, já que a quantidade produzida foi de 81.000 kg. Logo para esse produtor a produção obtida não foi suficiente para cobrir todos os custos de produção, havendo necessidade de expandir a produção ou aumentar a produtividade.

Já o produtor 2 apresentou um PNR de 368.929 kg, necessitando operar com apenas 49,3% da capacidade de produção obtida para cobrir os custos totais de produção. Portanto, quanto menor for o ponto de nivelamento de rendimento, maior a segurança que terá o produtor em cobrirá seus custos de produção, o que caracteriza a atividade como estável e de baixa sensibilidade as variações dos fatores de produção.

A pesquisa de Silva e Soares (2009), que realizou uma análise de investimento em piscicultura de tilápia em tanques-rede, mostrou que o ponto de nivelamento de rendimento da atividade foi de 68,1%, o que demonstra que o projeto gerou aproximadamente R\$ 0,68 de receita líquida para cada unidade de produto. Os resultados da pesquisa também apresentaram indicadores satisfatórios para a rentabilidade da piscicultura.

## **5. CONCLUSÃO**

Esta pesquisa teve como objetivo analisar a rentabilidade da piscicultura nos três principais Pólos produtores de tilápia do estado do Ceará: Pentecostes, Orós e Jaguaribara. Esses municípios foram afetados pela seca que teve início em 2010 nesta região. Os resultados obtidos a partir da estimação das receitas, custos de produção e de alguns indicadores econômicos permitiram obter algumas conclusões sobre a situação econômica da piscicultura nos Municípios estudados.

As margens brutas (MB) dos produtores, tratadas individualmente, mostraram-se positivas, indicando que podem continuar na atividade, pois além de cobrir os custos variáveis, há excedente de rentabilidade no curto prazo para remunerar os custos fixos. Além

disso, quando se analisa o grupo de produtores como um todo, conclui-se que a renda bruta média apresentou-se maior do que o custo operacional total médio, caracterizando a existência de lucro operacional ou margem líquida positiva, o que permitiria aos piscicultores manter-se na atividade no longo prazo.

Apenas um produtor obteve prejuízo, embora tenha exibido margem líquida maior do que zero, significando que não poderia remunerar o capital e a terra empatada no empreendimento, nem garantir a remuneração do empresário. Conseqüentemente, apresentou custo médio de produção menor do que o preço de venda e o ponto de nivelamento de rendimento acima da produção obtida.

Alguns produtores obtiveram melhor desempenho do que outros, destacando-se, a título de exemplo, o produtor que apresentou lucro anual de R\$ 495.353. Portanto, não se rejeita a hipótese de que os produtores de tilápia do Nilo localizados nas regiões do Médio e Alto Rio Jaguaribe e Rio Curu no estado do Ceará apresentavam rentabilidade satisfatória na atividade.

Evidencia-se, em particular para o piscicultor que não demonstrou rendimento satisfatório, a necessidade de se realizar acompanhamento periódico, por meio de diagnóstico detalhado do empreendimento, objetivando identificar fatores que possam afetar negativamente a rentabilidade do negócio. Espera-se que a partir de um melhor planejamento, organização e controle da atividade piscícola, o produtor ineficiente possa aperfeiçoar a produção, reduzir custos e maximizar lucro.

## REFERÊNCIAS

BRASIL. Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis - IBAMA. **Estatística da pesca 2007**. Brasil: grandes regiões e unidades da federação. Brasília. 2007. 113 p.

BRASIL. Ministério da Aquicultura e da Pesca - MPA. **Boletim Estatístico da Pesca e da Aquicultura 2010**. Brasília: MPA, 2012.

CAMPOS, K. C.; CAMPOS, R. T. Alternativa econômica para o novo rural do Nordeste brasileiro. **Informe Gepec**, Toledo, v. 10, n. 2, p.40-53, dez. 2006.

CAMPOS, R. T. Tipologia dos produtores de ovinos e caprinos do Estado do Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 34, 2003.

CEARÁ. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE. **Perfil básico municipal**. Fortaleza: IPECE, 2013. Disponível em: <<http://www.ipece.ce.gov.br/>>. Acesso em: 26 fev.2014.

CONTE, L. **Produtividade e economicidade da tilapicultura em gaiolas na região sudoeste do Estado de São Paulo**: estudo de casos. 2002. 59 f. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

CYRINO, J. E. P.; CONTE, L. **Fundamentos da criação de peixes em tanques-rede**. Piracicaba: Aqualu, 2000. 55p.

FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **The state of world fisheries and aquaculture 2012**. Rome: FAO Fisheries and Aquaculture Department, 2012. 209 p. Disponível em: <<http://www.fao.org/docrep/016/i2727e/i2727e00.htm>>. Acesso em: 21 jul. 2013.

FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Cultured aquatic species information programme**. Text by Rakocy, J. E. *In*: FAO Fisheries and Aquaculture Department [online]. Rome. Updated 19 May 2006. [Cited 22 December 2009]. Disponível em: <[http://www.fao.org/fishery/culturedspecies/Oreochromis\\_niloticus/en](http://www.fao.org/fishery/culturedspecies/Oreochromis_niloticus/en) >. Acesso em: 21 jul. 2013

FURLANETO, F. P. B.; AYROZA, D. M. M. R.; AYROZA, L. M. S. Custo e rentabilidade da produção de tilápia (*Oreochromis spp.*) em tanques-rede no Médio Paranapanema, estado de São Paulo, safra 2004/05. **Informações Econômicas**, São Paulo, v.36, n. 3, p. 63-69, 2006.

GLIESSMAN, S. R. **Agroecologia: processos ecológicos em agricultura sustentável**. Porto Alegre: Editora da Universidade UFRGS, 2000.

KAY, R. D. **Farm management: planning, control and implementation**. New York: Mc Graw-Hill, 1986.

KUBITZA, F. **Tilápia: tecnologia e planejamento na produção comercial**. Jundiaí: Edição do Autor, 2000. 285 p.

MARTIN, N.B.; SERRA, R.; OLIVEIRA, M.D.M.; ÂNGELO, J.A.; OKAWA, H. Sistema Integrado de Custos Agropecuários – CUSTAGRI. **Informações Econômicas**. São Paulo, Instituto de Economia Aplicada, v.28, 1998.

MATSUNAGRA, M.; BERNELMANS, P.F.; TOLEDO, P.E.N.; DULLEY, R.D.; OKAWA, H.; PEDROSO, I.A. Metodologia de custo de produção utilizada pelo IEA. **Revista Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 23, 1976.

MEADE. J. W. **Aquaculture management**. New York: Avi Book, 1989.

NOVAES, Alexandre Frederico de. **Volumes de tanques-rede na produção da tilápia do Nilo**: estudo de caso. 2010. 35 v. Dissertação (Mestrado) - Curso de Pós-graduação em Aquicultura, UNESP, São Paulo, 2010. Disponível em: <<http://www.unesp.br>>. Acesso em: 09 nov. 2014.

SABBAG, O.J.; ROZALES, R.R.; TARSITANO, M.A.A.; SILVEIRA, A.N. Análise econômica da produção de tilápias (*Oreochromis niloticus*) em um modelo de propriedade associativista em ilha solteira/SP. **Custo e @gronegocioonline**, n. 2, vol. 3, jul/dez 2007. Disponível em: <[www.custose@gronegocioonline.com.br](http://www.custose@gronegocioonline.com.br)>. Acesso: 20 set. 2014.

SILVA, L.A.C.; SOARES, J. L. Análise de investimento em piscicultura: produção da tilápia do Nilo (*Oreochromis niloticus*) em tanques-rede. *In*: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração de Sociologia Rural, 47, Porto Alegre, 2009. **Anais...** Porto Alegre: SOBER, 2009. p. 1 – 17.

VERA-CALDERÓN, L. E.; FERREIRA, A. C. M. Estudo da economia de escala na piscicultura em tanques-rede, no estado de São Paulo. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 34 n. 1 p. 7-17, 2004.

YI, Y.; LIN, C. K. analyses of various inputs for pond culture of Nile tilapia (*Oreochromis niloticus*): profitability and potential environmental impacts. *In*: Tilapia Aquaculture- International Symposium On Tilapia Aquaculture, 5, 2000, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro, 2000. v. 1, p. 247-257.

## DESIGUALDADE DE RENDA NO MEIO RURAL DO CEARÁ: UMA ANÁLISE DAS FONTES DE RENDA

*Maria de Jesus Gomes de Lima<sup>55</sup>; Ionara Jane Araújo<sup>56</sup>; José Newton Pires Reis<sup>57</sup>; Janaildo Soares de Sousa<sup>58</sup>*

### RESUMO

Este trabalho tem o objetivo de analisar quais fontes de renda contribuem para a concentração da renda total no meio rural do estado do Ceará, utilizando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) nos anos de 2009 e 2011. Para se chegar ao objetivo foi utilizado o método da Decomposição do Coeficiente de Gini por fonte de renda como forma de medir a distribuição de cada fonte de renda entre as famílias no meio rural do Ceará, bem como seu impacto na renda total. Dentre os principais resultados encontrados pode-se concluir que a renda agrícola foi a única fonte de renda que não contribuiu para o aumento da desigualdade nos dois anos da análise e a renda de juros e políticas sociais aumentaram consideravelmente sua participação na renda total para o ano de 2011.

**Palavras-chaves:** desigualdade, renda, rural, Ceará.

### ABSTRACT

This study aims to analyze which sources of income contributes to the concentration of total income in rural areas of the state of Ceará, using data from the National Household Sample Survey (PNAD) in the years 2009 and 2011. To reach the goal was used the method of Decomposition of the Gini Coefficient by income source, to measure the distribution of each source income among families in rural Ceará, as well as its impact on total income. Among the main results can conclude that farm income was the only income source that did not contribute to the increase in inequality for the two years of analysis and interest income and political partners considerably increase its share in total income for the year 2011.

**Key Words:** inequality, income, rural, Ceará.

---

<sup>55</sup>Mestre em Economia Rural – MAER. Doutoranda em Meio Ambiente e Desenvolvimento – Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: [jesusgomesdelima@yahoo.com.br](mailto:jesusgomesdelima@yahoo.com.br)

<sup>56</sup> Mestre em Economia Rural – MAER, Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: [ionarajane@hotmail.com](mailto:ionarajane@hotmail.com)

<sup>57</sup> Professor Doutor do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: [newton@ufc.br](mailto:newton@ufc.br)

<sup>58</sup> Economista. Discente do Mestrado Acadêmico em Economia Rural, Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: [janaildo18@hotmail.com](mailto:janaildo18@hotmail.com)



## 1 INTRODUÇÃO

A distribuição da renda é tema básico da economia e sua discussão é antiga: “Platão, o filósofo grego, concluiu que em uma sociedade ideal a renda da pessoa mais rica não deveria ser quatro vezes maior do que a da pessoa mais pobre” (MANKIWI, 2001). O conceito de desigualdade na divisão de renda gerada não é novidade e que ela não decorre apenas da repartição desigual do fruto, mas também da herança da formação desigual da sociedade (POCHAMANN ; CARDOSO, 2000).

Ende; Wakulicz; Zanini (2010) destacam que o Brasil ocupa uma posição extremamente desfavorável no conjunto dos países quanto à distribuição de renda. Os dados publicados pelo IBGE mostram que no Brasil, ao longo da década de 2000, a desigualdade de rendimentos apresentou uma queda de 10%, com a redução do Índice de Gini de 0,597 para 0,536, tal redução ocorreu de forma mais significativa nas áreas rurais (IPECE, 2011). Por isso a questão sobre distribuição de renda constitui-se um dos temas mais discutidos nos debates governamentais e tem sido o principal objetivo das políticas sociais implementadas atualmente nas diversas esferas do governo.

Segundo Fernandes (s.d), a importância crescente do tema, por sua vez, depara-se com a diversidade metodológica para apurar as formas de expressão da renda e de sua concentração, assim como a própria definição do que seja efetivamente “renda”, em uma sociedade capitalista e, de como ela se relaciona com a qualidade de vida de uma comunidade. A renda no Brasil vem sendo, histórica e estruturalmente apropriada de forma concentrada.

Desde os primórdios da colonização, a produção na forma de *plantation* (mão-de-obra escrava, latifúndios e produtos voltados para a exportação) caracterizou a construção da exclusão social. Nesse contexto, Mariano e Neder (2010) ressaltam que com uma esperança de vida melhor, milhares de trabalhadores rurais migraram para as principais cidades dos estados nordestinos e para as grandes metrópoles do sudeste do País, que receberam os bolsões famintos e desempregados nas suas periferias. Segundo Barbosa (2012) apud Santos (2009) Estas posições destituídas de classe compõem ainda hoje 40% da população economicamente ativa brasileira.

Num país como o Brasil, marcado pela concentração da propriedade fundiária, os níveis de renda e os padrões de relações de trabalho nas áreas rurais espelham a extrema desigualdade da riqueza, que também varia de região para a região (BARBOSA, 2012). Esse contexto socioeconômico em que vivem os trabalhadores rurais no Brasil – principalmente no

Nordeste – é marcado por diversas dificuldades, entre elas a concentração de renda (MARIANO e LOPES, 2009)

A região Nordeste, desde os anos 50 tem sido alvo de grandes ações por parte de políticas governamentais, em virtude da região não conseguir reduzir a distância da renda *per capita* em relação às outras regiões mais desenvolvidas, mesmo nos períodos de alto crescimento da economia nacional (MONTEIRO NETO, 2009). A região nordeste obteve um índice de Gini de 0,552 para as áreas urbanas ficando em primeiro lugar no rank da desigualdade de renda em relação às outras regiões do Brasil, enquanto nas áreas rurais deteve em 2010 a menor concentração de renda com um índice de Gini de 0,446, sendo a segunda região que mais reduziu as diferenças de rendimento nestas áreas, havendo uma redução de 16,323% entre os anos de 2000 a 2010, embora de modo geral a região do nordeste tenha registrado uma redução significativa de 9,197 na concentração de renda no período, quando incluímos no índice de distribuição de rendimentos o meio urbano, a região passou a ocupar o posto de região mais desigual do País para 2010 (IPECE, 2011).

O Ceará no início da década de 2000 obteve a pior distribuição de renda dentre as 27 unidades federativas do país, com Índice de Gini de 0,626, que caiu para 0,556 no ano de 2010, o que equivale a uma variação superior a 11% durante esse período. O Estado apresentou a 10ª maior variação, passando a ocupar a sétima posição no *ranking* dos mais desiguais no final da década. Nesse contexto, o Ceará esteve entre os estados que mais melhoraram sua distribuição de renda no período (IPECE, 2011).

Verifica-se o bom desempenho do Ceará relativamente aos demais estados da região, sendo o que mais reduziu a desigualdade durante a década de 2000. A queda no Índice de Gini cearense foi ainda mais acentuada quando se analisa a área urbana, onde a concentração de renda caiu 11,27%. Na área rural esse índice apresentou uma queda bem inferior. No Ceará a desigualdade de renda entre indivíduos no meio rural não teve variação significativa durante a década, com o estado saindo de 23º mais desigual para 16º e apresentando uma queda no Índice de Gini de apenas 3%, aproximadamente (IPECE, 2011). Contudo, Monteiro Neto (1997) afirma que, apesar do Ceará ter obtido taxas de crescimento superiores ao Brasil, fruto de políticas governamentais referentes à criação de incentivos fiscais e investimentos em infra-estrutura, o Estado não conseguiu reduzir a desigualdade de renda *per capita*.

Dessa forma, o presente estudo tem como objetivo analisar quais fontes de renda contribuí para a concentração da renda total no meio rural do estado do Ceará, utilizando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) nos anos de 2009 e 2011.

## 2 METODOLOGIA

Para medir a distribuição de renda entre as famílias no meio rural do Ceará será utilizado o método da Decomposição do Coeficiente de Gini por fonte de renda.

Segundo Barbosa (2012), o Índice de Gini é uma das medidas mais utilizadas quando estamos tratando as desigualdades sociais, tendo como propósito comparar a distribuição de renda socialmente disponível com a distribuição da população.

A metodologia do Índice por decomposição permite verificar cada componente da renda total. Analisando sua contribuição para aumentar ou reduzir a concentração nos rendimentos e ainda estima sua contribuição para a desigualdade total. O método vem sendo empregado em alguns trabalhos como o de Mariano e Lima (1998), Ney e Hoffmann (2007), Mariano e Lopes (2009).

O índice será decomposto seguindo o procedimento proposto por Fei, Ranis e Kou (1978), Pyatt, Chen, e Fei (1980) e Shorrocks (1983), e aplicado por Mariano e Neder (2010) para renda e pobreza entre famílias no meio rural do Nordeste.

### 2.1 Decomposição do Índice de Gini

Considere a renda total  $Y$  decomposta em  $k$  diferentes fontes.

$$Y = \sum_{i=1}^k Y_i = Y_1 + Y_2 + Y_3 + \dots + Y_k \quad (1)$$

O Coeficiente Total de Gini  $G(Y)$  pode ser obtido pela expressão:

$$G(Y) = \frac{2cov[Y, F(Y)]}{\mu}, \quad (2)$$

Onde:  $cov [Y, F(Y)]$  é a covariância entre a renda total e a distribuição acumulada da renda total das famílias ou o rank médio e  $\mu$  é a renda média das famílias na amostra. Segundo Mariano e Lopes (2009), o valor do rank para as famílias com menor renda será igual a 1 e para família com maior renda, o valor do rank será igual a  $n$ . Se duas ou mais famílias têm renda igual, então, para cada uma, será dada a média dos ranks. Podendo ser expresso também através dos ginis das fontes, onde é permitido separar o efeito da fonte de renda  $k$  sobre a desigualdade total da renda.

A equação abaixo representa o índice de desigualdade total da renda ou Índice de Gini, no qual é decomposta em três itens:

$$G(Y) = \sum_{k=1}^m S_k R_k G(Y_k) \quad (3)$$

Os três componentes representam respectivamente:

a) A participação da fonte  $k$  na renda total obtida pela expressão:  $S_k = \mu_k / \mu$ , sendo o numerador a renda média da fonte de renda  $k$ , e o denominador a renda média da renda total;

b) A “correlação Gini” entre o componente  $k$  e a renda total obtida pela relação:

$$R_k = \{ cov [Y_k, F(Y)] / cov [Y_k, F(Y_k)] \}, \quad (4)$$

Onde:  $Y_k$  é a renda da fonte  $k$ ;  $F(Y)$  é o rank da renda total e  $F(Y_k)$  é o rank da renda  $k$ . Dessa forma, a expressão  $cov [Y_k, F(Y)]$  é a covariância entre a fonte  $k$  com o rank da renda total, e  $cov [Y_k, F(Y_k)]$  é a covariância entre a renda da fonte  $k$  com o rank da mesma fonte de renda, o valor da razão correlação é determinado no intervalo (-1 e 1), quando o  $R_k$  for negativo, a fonte  $k$  é negativamente relacionada com a renda total.

c) O Coeficiente de Gini que mede a desigualdade na distribuição dentro da fonte  $k$ , ou seja, é o Gini da fonte  $k$  da renda, que é dado por:

$$G(Y_k) = \frac{2cov[Y_k, F(Y_k)]}{\mu_k} \quad (5)$$

Outra forma de apresentar o Coeficiente de Gini da fonte  $k$ ,  $G(Y_k)$  é através da decomposição secundária, dividindo-o em duas parcelas:

$$G(Y_k) = (1-p_k) + p_k G^*(Y_k), \quad (6)$$

sendo  $p_k$  a proporção das famílias com a fonte  $k$ ;  $(1-p_k)$  a proporção das famílias que não auferem dessa fonte de renda; e  $G^*(Y_k)$  é o Coeficiente de Gini entre as famílias que recebem a fonte de renda (para se chegar a esse valor é necessário excluir do banco de dados todas as famílias que recebem renda zero). Esse resultado foi obtido pelo cálculo do Índice de Gini para uma distribuição discreta,  $G = 1 - 1/n \sum_{i=1}^n (\phi_i - 1 + \phi_i)$ , tendo como referência a nota técnica do IPECE.

Ao decompor o Coeficiente de Gini por fonte de renda, é permitido identificar o coeficiente de concentração relativa da fonte  $k$ , além da fonte ou fontes de renda contribui para aumentar ou reduzir a desigualdade da renda total. Podendo ser definida pela expressão:

$$g_k = R_k \frac{G(Y_k)}{G(Y)}, \quad (7)$$

A fonte de renda contribui para aumentar a desigualdade se  $g_k > 1$ . No entanto, se  $g_k < 1$ , a fonte de renda contribui para reduzir a desigualdade. Com o coeficiente de concentração relativa pode-se identificar se a fonte  $k$  contribui para diminuir ou aumentar a desigualdade, porém não identifica sua participação nessa desigualdade. Nesse caso utiliza-se a equação abaixo que mede em que proporção essas rendas contribuíram:

$$I_k = \frac{S_k G(Y_k) R_k}{G(Y)} \quad (8)$$

O valor da contribuição da fonte  $k$  terá uma relação positiva com a desigualdade total. Quanto maior a parcela da fonte de renda maior sua contribuição, sendo o contrário também válido.

## 2.2 Fonte dos dados

Para alcançar os objetivos da pesquisa foi feita uma seleção dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), referentes aos anos de 2009 e 2011 por serem os anos mais recentes da pesquisa. Como se trata de microdados é necessário à utilização de um programa para extraí-los, optou-se pelo IBM SPSS Statistics 20.

Obteve-se a renda familiar por fonte de renda do arquivo de pessoas das PNADs, a qual foi separada as informações amostrais para as famílias das áreas rurais do Estado do Ceará.

Por áreas rurais o IBGE define quatro aglomerados: Aglomerado rural de extensão urbana; Aglomerado rural, isolado, povoado; Aglomerado rural, isolado, núcleo; Aglomerado rural, isolado, outros aglomerados e a última categoria que é Zona rural exclusive aglomerado rural, que conforme IPEA (2010) é a categoria que concentra maior parte da população do campo (85,79%).

A variável escolhida para análise foi à renda familiar total, e como população optou-se pelas famílias residentes em domicílios particulares nas áreas rurais do Ceará. A definição da variável e da população de acordo com Hoffmann e Ney (2007) é fundamental quando se trabalha com nível de desigualdade na distribuição de renda.

A renda familiar mensal foi estratificada nesse estudo em cinco fontes de rendimentos:

- 1) Rendimento mensal em dinheiro que recebia normalmente, no mês de referência, nesse trabalho secundário (Rtrabalhosecundário - RTS);
- 2) Rendimento de aposentadoria e pensão de instituto de previdência ou do governo federal que recebia, normalmente, no mês de referência (Aposentadorias e pensões - RAeP);
- 3) Juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais e outros rendimentos que recebia, normalmente, no mês de referência (Juros e políticas sociais - RJePS);
- 4) Renda da atividade agrícola Renda agrícola (Renda agrícola - RA);
- 5) Renda da atividade não-agrícola (Renda não-agrícola - RNA).

De acordo com as notas metodológicas 2011 do IBGE são considerados rendimento mensal familiar a soma dos rendimentos mensais dos componentes da família, exclusive os das pessoas de menos de 10 anos de idade e os daquelas cuja condição na família fosse pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico. Quando se refere a trabalho secundário o IBGE tem critérios pré-estabelecidos para definir o trabalho como secundário, utilizado o mesmo raciocínio de definição do trabalho principal<sup>59</sup>.

Para definir as atividades não agrícolas, o IBGE definiu as atividades a seguir: Outras atividades industriais; Indústria de transformação; Construção; Comércio e reparação; Alojamento e alimentação; Transporte, armazenagem e comunicação; Administração pública; Educação, Saúde e serviços sociais; Serviços domésticos; Outros serviços coletivos, sociais e pessoais; Outras atividades e Atividades mal definidas.

---

<sup>59</sup> Ver Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2011. Notas Metodológicas. Pesquisa Básica.

### 3 ANÁLISE DOS RESULTADOS

De acordo com a PNAD, houve diminuição na população rural do Ceará relativa aos anos de 2009 e 2011 de 16.392 para 14.716, respectivamente. Pelos dados do Censo, essa é uma realidade que vem ocorrendo em todo o Brasil, com a população rural brasileira perderam-se 2 milhões de pessoas entre 2000 e 2010 (ANSILIERO, 2012).

A Tabela 1 apresenta um breve resumo dos dados descrevendo algumas medidas de posição e dispersão. Para os extremos inferiores das rendas, tanto em 2009 quanto em 2011 houve famílias no meio rural cearense que declararam não possuir nenhuma fonte de renda, podendo-se chegar à conclusão que a produção para consumo próprio é uma renda invisível, sendo uma realidade comum de constatar, pois muitos vivem da produção para o autoconsumo não auferindo nenhum rendimento monetário (BRUMER, 2002).

No outro extremo, a maior fonte de renda declarada entre as fontes foi da renda não agrícola R\$ 5.000,00, seguida das aposentadorias e pensões, ficando a renda agrícola em terceiro lugar para o ano de 2009. Em 2011 as colocações se inverteram, a maior fonte de renda declarada foi de aposentadorias e pensões, sendo R\$ 7.800,00, seguido pela renda agrícola.

Outra informação relevante na tabela 1 está relacionada às fontes de renda não agrícola e agrícola, onde para os dois anos a renda média da atividade não agrícola superou a renda agrícola. Esse fato pode ser justificado pelo aumento real no salário de 2009, onde de acordo com Balsadi e Miranda (2012) o salário real aumentou entre os anos de 2001 e 2009, com um impacto maior na renda dos empregados não agrícolas do que os agrícolas do meio rural.

**Tabela 1** - Resumo de estatística descritiva para as fontes de renda.

Fonte de renda	PNAD 2009				PNAD 2011			
	Renda Média $\mu_k$ (R\$)	Desvio Padrão	Mínimo (R\$)	Máximo (R\$)	Renda Média $\mu_k$ (R\$)	Desvio Padrão	Mínimo (R\$)	Máximo (R\$)
Rtrabalhosecundário (RTS)	4,95	52,11	0,00	1900,00	6,77	90,78	0,00	3816,00
Juros e políticas sociais (RJePS)	19,38	63,41	0,00	587,00	26,84	79,82	0,00	1200,00
Aposentadorias e pensões (RAeP)	71,09	194,56	0,00	3189,00	99,77	270,49	0,00	7800,00
Renda não-agrícola (RÑA)	63,99	223,99	0,00	5000,00	61,98	220,21	0,00	3583,00
Renda agrícola (RA)	44,81	135,56	0,00	3100,00	50,19	183,07	0,00	4466,00

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Elaboração dos próprios autores.

A Tabela 2 mostra os resultados obtidos para o coeficiente de concentração relativa para todas as fontes de renda da amostra, identificando se a fonte  $k$  contribuiu para aumentar ou diminuir a desigualdade. O valor base do coeficiente é 1, caso alguma renda obtenha esse valor no seu coeficiente de concentração relativa significa que a fonte de renda não teve nenhuma contribuição, valores abaixo contribuiu para reduzir a desigualdade e acima para aumentar.

Dessas fontes, a renda do trabalho secundário e a renda não agrícola contribuíram para a concentração de renda entre as famílias rurais do Estado do Ceará, nos dois anos de análise. Uma terceira fonte de renda que contribuiu para a desigualdade no ano de 2009 foi a renda proveniente de aposentadorias e pensões, já em 2011 de acordo com os dados essa mesma fonte de renda juntamente com a renda agrícola contribuiu para reduzir a desigualdade estando o coeficiente de ambas menor que 1.

**Tabela 2** Coeficiente de concentração relativa das fontes

Fonte de renda	PNAD 2009	PNAD 2011
	Coef. de concentração relativa (gk)	Coef. de concentração relativa (gk)
Rtrabalhosecundário (RTS)	1,335	1,350
Juros e políticas sociais (RJePS)	0,548	1,083
Aposentadorias e pensões (RAeP)	1,112	0,574
Renda não-agrícola (RNA)	1,076	1,106
Renda agrícola (RA)	0,872	0,884

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Elaboração dos próprios autores.

Apesar do coeficiente de concentração relativa direcionar a contribuição em aumentar ou diminuir a desigualdade, não identifica em quanto seria essa participação na desigualdade da renda total entre as famílias. Para tal faz-se necessário calcular a contribuição relativa de cada fonte de renda no rendimento total. Essa avaliação será realizada na Tabela 3, que além de mostrar a participação relativa também mostrará a participação absoluta da fonte na desigualdade da renda total.

Ao somar a contribuição de cada renda chega-se ao Índice de Gini Total. Em 2009, as maiores contribuições absoluta foram das fontes de renda: aposentadorias e pensões, renda não agrícola com 0,265 e 0,231 representando em média 36% da contribuição na concentração de renda. A renda que menos contribuiu para aumentar o Índice de Gini no meio rural do Ceará para os anos pesquisados foi a do trabalho secundário, não ocorrendo uma variação significativa em sua contribuição relativa sendo de 3,2% em 2009 e 3,7% em 2011.



A maior variação na contribuição relativa e absoluta para 2011 foi na fonte de renda proveniente de juros e políticas sociais contribuindo quase 45% para desigualdade de renda e sua parcela no Índice de Gini total foi de 0,302, contrário do ocorrido em 2009 onde contribuiu apenas 5% para a concentração de renda. Pode-se destacar ainda na tabela 3 uma variação tanto na renda não agrícola quanto na agrícola referente à sua contribuição absoluta e relativa. Houve um decréscimo de 2009 para 2011 de 0,107 na contribuição absoluta o que corresponde a uma redução de 15% na renda não agrícola e um aumento absoluto na renda agrícola de 0,131 em 2009 para 0,192 em 2011, correspondendo a 8%.

**Tabela 3** - Contribuição absoluta e relativa das fontes e o Índice de Gini total.

Fonte de renda	PNAD 2009		PNAD 2011	
	Contribuição absoluta Sk.Rk.G(Yk)	Contribuição relativa [Sk.Rk.G(Yk)/G(Y)]= Ik%	Contribuição absoluta Sk.Rk.G(Yk)	Contribuição relativa [Sk.Rk.G(Yk)/G(Y)]= Ik%
Rtrabalhosecundário (RTS)	0,022	0,032	0,026	0,037
Juros e políticas sociais (RJePS)	0,036	0,052	0,302	0,440
Aposentadorias e pensões (RAeP)	0,265	0,387	0,043	0,063
Renda não-agrícola (RNA)	0,231	0,337	0,124	0,181
Renda agrícola (RA)	0,131	0,191	0,192	0,279
ÍNDICE DE GINI	0,685		0,686	

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Elaboração dos próprios autores.

Pode-se verificar ainda na tabela 3 um equilíbrio entre os anos da análise, onde quase não há modificações no índice de desigualdade total, percebendo o que modifica é a contribuição de cada fonte de renda com a mudança dos anos. O Índice de Gini quanto mais próximo de 1 estiver, maior o nível de desigualdade de renda ou maior sua concentração (IPECE, 2012).

A Tabela 4 apresenta a correlação entre a renda total e cada fonte de renda que a compõe. Verifica-se que essa correlação é positiva para todas as fontes, ou seja, tem uma relação direta, o aumento de uma das fontes causará o aumento da renda total. As maiores correlações é da renda do trabalho secundário tanto para 2009 quanto para 2011, mesmo com uma menor participação dessa fonte na renda total.

**Tabela 4** - Participação das rendas na renda total e Correlação de Gini.

Fonte de renda	PNAD 2009		PNAD 2011	
	Participação da fonte k na renda total (Sk)	Correlação de Gini (Rk)	Participação da fonte k na renda total (Sk)	Correlação de Gini (Rk)
Rtrabalhosecundário (RTS)	0,024	0,923	0,028	0,934
Juros e políticas sociais (RJePS)	0,095	0,415	0,406	0,869
Aposentadorias e pensões (RAeP)	0,348	0,868	0,109	0,444
Renda não-agrícola (RNA)	0,313	0,810	0,252	0,820
Renda agrícola (RA)	0,219	0,667	0,204	0,669

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Elaboração dos próprios autores.

Ainda na tabela 4 é feita uma análise de quanto cada renda contribui de forma relativa para a renda total das famílias do meio rural do Ceará. Observa-se que em 2009 a fonte que mais contribuiu foi a de aposentadorias e pensões obtendo em média uma participação de 34% do rendimento total. Já em 2011 a fonte de renda que mais contribuiu foi a de juros e políticas sociais com uma média de 44% na participação total. Essas políticas sociais representam um fator importante no crescimento social do meio rural, segundo Weissheimer (2012) a fonte de renda que mais cresceu na área rural em âmbito nacional foi os programas sociais, influenciada principalmente pela criação do Programa Bolsa Família em 2003 e suas expansões posteriores.

Aposentadorias e pensões variaram de forma negativa em 23% de 2009 para 2011, nesse mesmo período a renda juros e políticas sociais aumentou em 31% a sua participação na renda total. Também pode destacar, na mesma tabela, a renda de trabalho não agrícola como segunda fonte em participação na renda total, tanto no ano 2009 quanto em 2011, onde sua participação ficou em 25%. O mesmo ocorreu com a renda agrícola, onde sua participação na renda total permaneceu em terceiro lugar.

A Tabela 5 mostra os resultados da proporção das famílias que recebem e aquelas que não recebem a fonte de renda. A renda agrícola destaca-se com a maior participação entre as fontes de renda das famílias. Observa-se que em 2009, 17% das famílias do meio rural no Ceará receberam essa renda, sendo que em 2011 o destaque vai para a renda dos juros e políticas sociais com 40%.

Percebe-se que a proporção das famílias que recebiam renda agrícola em 2009 aumentou de 17% para 20% em 2011, bem como a proporção referente à renda dos juros e políticas sociais que aumentou de forma significativa de 14% para 40% nos mesmos períodos.

**Tabela 5** - Proporção de famílias com a fonte de renda e sem a fonte de renda.

Fonte de renda	PNAD 2009		PNAD 2011	
	Proporções de famílias com a fonte k (Pk)	Proporções de famílias sem a fonte k (1-Pk)	Proporções de famílias com a fonte k (Pk)	Proporções de famílias sem a fonte k (1-Pk)
Rtrabalhosecundário (RTS)	0,019	0,981	0,028	0,972
Juros e políticas sociais (RJePS)	0,143	0,857	0,406	0,594
Aposentadorias e pensões (RAeP)	0,136	0,864	0,109	0,891
Renda não-agrícola (RNA)	0,165	0,835	0,252	0,748
Renda agrícola (RA)	0,176	0,824	0,204	0,796

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Elaboração dos próprios autores.

Ainda na tabela 5, fazendo uma comparação da proporção das famílias que recebeu renda das atividades agrícolas e não agrícolas, observa-se em 2009 que 16% das famílias receberam renda de atividades não agrícola, enquanto em 2011 foram 25%. E em 2009 a proporção de famílias que receberam renda de atividades agrícolas aumentou de 17% para 20% em 2011.

Será analisado na Tabela 6 o Coeficiente de Gini de cada fonte e também o Coeficiente de Gini apenas das famílias que recebem a referida fonte, a diferença entre os dois índices é que no segundo são excluídos da amostra todas as variáveis que receberam zero, que são as variáveis que não recebem a fonte de renda, onde no segundo índice é dispensada, portanto ficando apenas aquelas onde foi atribuído algum valor diferente de zero. O Coeficiente de Gini de cada fonte é subdividido em duas partes: Coeficiente de Gini das famílias que têm renda  $k$  ponderada pelas proporções de famílias que recebem essa renda, mais a proporção de famílias que não recebem essa renda. Dessa forma ao analisar a tabela 6 verifica-se que o Coeficiente de Gini total para cada fonte de renda foi superior a 0,8.

O maior Índice de Gini entre as fontes para os dois anos analisados foi a renda do trabalho secundário sendo de 0,99 para ambos os anos, essa fonte tem uma concentração quase que total. A única fonte de renda que diminuiu sua desigualdade de renda entre 2009 e 2011 foi juros e políticas sociais caindo 0,049 do seu índice, as demais fontes de renda tiveram o Índice de Gini aumentado, entre elas o maior aumento no índice de concentração de renda foi para fonte de renda não agrícola de 0,910 em 2009 para 0,926 em 2011. Seguido da renda agrícola e de aposentadorias e pensões com um aumento na desigualdade de renda de 0,013 e 0,009 respectivamente para os referidos anos.

**Tabela 6** - Coeficiente de Gini de cada fonte e das famílias que recebem fonte de renda.

Fonte de renda	PNAD 2009		PNAD 2011	
	Coeficiente de Gini de cada fonte G(Yk)	Coeficiente de Gini das famílias que recebe a fonte G*(Yk)	Coeficiente de Gini de cada fonte G(Yk)	Coeficiente de Gini das famílias que recebe a fonte G*(Yk)
Rtrabalhosecundário (RTS)	0,990	0,475	0,992	0,579
Juros e políticas sociais (RJePS)	0,905	0,335	0,856	0,110
Aposentadorias e pensões (RAeP)	0,877	0,099	0,886	0,338
Renda não-agrícola (RNA)	0,910	0,454	0,926	0,390
Renda agrícola (RA)	0,894	0,401	0,907	0,417

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Elaboração dos próprios autores.

## 5 CONCLUSÃO

Os resultados obtidos merecem destaque para fonte de renda aposentadorias e pensões juntamente com a de juros e políticas sociais, pois elas trocam de posição com o decorrer da passagem dos anos de 2009 para 2011, tanto na contribuição para a desigualdade de renda quanto para a participação de cada fonte no rendimento total, confirmando a importância das políticas sociais para as famílias do meio rural, cita-se Tibúrcio e Miranda (2012) que destaca as rendas de programas sociais como bolsa família, tendo também maior impacto nas pequenas cidades do Nordeste atingindo não só os beneficiados, mas a vida do lugar, inserindo essas pequenas cidades na vida social e econômica do país.

No meio rural do Ceará sua participação na renda total aumentou em 31% e a proporção de famílias que a recebem aumentou em 26%, essa variável de acordo com as informações da PNAD inclui outras fontes de renda, mas é razoável admitir que para essas famílias a renda dessa variável vem de transferências do governo.

Pode-se verificar que com o aumento da participação das transferências do governo na renda total, fez cair a proporção da renda total referente à renda de aposentadorias e pensões mesmo com uma queda apenas de 3% na proporção das famílias que recebem essa renda. Em relação à renda agrícola o que podemos destacar é que essa fonte de renda é que reúne a maior proporção de famílias em 2009 e essa proporção aumentou em 2011. Sendo a única fonte de renda entre as estudadas que não contribuiu para a desigualdade da renda total do meio rural cearense nos dois anos de análise. Os resultados buscaram examinar a desigualdade de renda no meio rural do Ceará, através de suas fontes de rendas.

## REFERÊNCIAS

BARBOSA, A. F. **O BRASIL REAL – DESIGUALDADE PARA ALÉM DOS INDICADORES**. 1ª ed. São Paulo: Outras, 2012.

BRUMER, A. **PREVIDÊNCIA SOCIAL RURAL E GÊNERO**. Dossiê Sociologia, Porto Alegre, ano 4, n. 7, p. 50-81, jan./jun. 2002.

WEEISSHEIMER, M. A. **CARTA MAIOR**. Disponível em: [http://www.cartamaior.com.br/templates/materiaMostrar.cfm?materia\\_id=21299](http://www.cartamaior.com.br/templates/materiaMostrar.cfm?materia_id=21299). Acesso em 25 de fevereiro de 2013.

ENDE, M. V.; WAKULICZ, G. J.; ZANINI, R. R. **ESTUDO SOBRE AS VARIÁVEIS DETERMINANTES DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL**. In: VII Simpósio de Excelência em Gestão e Tecnologia – SEGeT, Resende, RJ, 2010.

FERNANDES, A. E. S. **DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE DO CASO BRASILEIRO**. Disponível em: <<http://www.senado.gov.br/senado/conleg/economicas/DistribuiçãoDeRenda.pdf>>. Acessado em 10 de fevereiro de 2013.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ . **A EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA ENTRE OS ANOS DE 2000 e 2010 NO CEARÁ E ESTADOS BRASILEIROS, QUAIS FORAM OS AVANÇOS?** Informe nº 19. Fortaleza, 2011.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ. Desigualdade de Renda no Ceará atinge nível mais baixo nas últimas décadas. **Enfoque Econômico**, nº 48, set/2012.

MANKIWI, N. Gregory. **Introdução à Economia**: princípios de micro e macroeconomia. Rio de Janeiro: Campus, 2001. p. 437-457.

MARIANO, J. L.; NEDER, H. D. **RENDA E POBREZA ENTRE FAMÍLIAS NO MEIO RURAL DO NORDESTE**. In: IX Encontro Nacional de Economia Política, Uberlândia: **Anais...**, Uberlândia: Associação Nacional de Economia Política, 2004. P. 156-170

MARIANO, J. L.; LIMA, R. C. Desigualdade da renda rural no Nordeste: uma análise da desagregação do coeficiente de Gini e da sensibilidade do índice de Sen. **Análise Econômica**, n. 26, p. 103-118, mar. 1998.

MEDEIROS, C. N. et al. **MAPEAMENTO DAS CONDIÇÕES DE EDUCAÇÃO, RENDA E INFRAESTRUTURA DOS MUNICÍPIOS CEARENSES**. Fortaleza, CE: IPECE, nº 10, junho, p. 39, 2011.

MONTEIRO NETO, A. **Desigualdades Setoriais e Crescimento ao PIB no Nordeste: Uma Análise do Período 1970/1995**, Texto para Discussão nº 481 Brasília: IPEA, 1997.

NEY, M. G.; HOFFMAN, R. **ATIVIDADES NÃO AGRÍCOLAS E DESIGUALDADE DE RENDA NO MEIO RURAL BRASILEIRO**. In: XLV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Londrina, 2007.

**NOTAS METODOLÓGICAS**, 2011 - Brasil. Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatística/população/trabalhoerendimento/PNAD2011/microdados.shtm>>. Acesso em 18 de fevereiro de 2013

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRAS DE DOMICÍLIOS (PNAD). Rio de Janeiro: IBGE, 2009.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRAS DE DOMICÍLIOS (PNAD). Rio de Janeiro: IBGE, 2011.

POCHMANN, M.; CARDOSO J. R. **RAÍZES DA CONCENTRAÇÃO DE RENDA NO BRASIL: 1930/2000**.

TIBURCIO, B.; MIRANDA, C. **ESTRATÉGIAS DE INCLUSÃO SOCIOPRODUTIVA**. VI Fórum Internacional de Desenvolvimento Territorial. Brasília: IICA, 2012.

## A IMPORTÂNCIA DO PRONAF NA REDUÇÃO DA POBREZA NOS MUNICÍPIOS CEARENSES NA DÉCADA DE 2000 A 2010

*Priscilla Bruna Chaves Ramalho<sup>60</sup>; Alan Francisco Carvalho Pereira<sup>61</sup>; Josué Nunes de Araújo Júnior<sup>62</sup>; Paulo De Melo Jorge Neto<sup>63</sup>.*

### RESUMO

O trabalho trata a questão especial da agricultura familiar e sua importância para o desenvolvimento social e econômico do país, principalmente, a nível municipal. Enfatiza-se a política de crédito concedido aos agricultores familiares, representada pelo Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), nos municípios cearenses na década que compreende os anos 2000 a 2010. O modelo econométrico utilizado para verificar o impacto do Pronaf na redução da pobreza rural é a estimação simples em forma de Pooled, em painel com efeitos aleatórios e em painel com efeitos fixos.

**Palavras-Chaves:** Agricultura familiar. Pronaf. Dados em painel.

### ABSTRACT

The work deals with the special issue of family agriculture and its importance for social and economic development of the country, especially at municipal level. Emphasizes the credit policy granted to farmers, represented by the National Program for Strengthening Family Agriculture (Pronaf), in Ceará municipalities in the decade that covers the years 2000 to 2010. The econometric model used to check the impact of Pronaf in reducing rural poverty is the simple pet-shaped Pooled in panel with random effects and fixed-effects panel.

**Keywords:** Family farming. Pronaf. Panel data.

---

<sup>60</sup> Mestranda em economia, Universidade Federal de Pernambuco – e-mail: <priscillabruna03@hotmail.com>;

<sup>61</sup> Mestrando em economia, Universidade Federal de Pernambuco – e-mail: <alanpereira1993@hotmail.com>;

<sup>62</sup> Mestrando em economia, Universidade Federal de Pernambuco – e-mail: <josue\_economia@hotmail.com>;

<sup>63</sup> Dr. Prof<sup>o</sup>. do Programa de Pós-graduação em Economia (CAEN), UFC – e-mail: <pjneto@caen.ufc>;

## 1 INTRODUÇÃO

A agricultura familiar tem sua produção baseada na mão de obra familiar, que se destaca na produção de alimentos, e possui papel fundamental no combate à pobreza, contribuindo para reduzir a fome no país, colaborando para a geração de emprego e renda e reduzindo o êxodo rural. Para a FAO (2014), a agricultura familiar é formada por pequenos e médios produtores rurais que são responsáveis por produzir alimentos.

Salienta-se a importância do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) cujo objetivo do programa é propiciar as condições para aumentar a capacidade produtiva, a geração de emprego e renda, de tal forma a melhorar a qualidade de vida dos agricultores familiares.

O Pronaf tem como finalidade fortalecer a agricultura familiar, financiando as atividades agropecuárias e não agropecuárias, ou seja, atividades ligadas ao meio rural, através de crédito de custeio, de investimento e cotas-partes ou linhas especiais de crédito (Agroecologia, Mulher, Mais Alimentos, entre outras atividades) que são apresentados em forma de projetos ou propostas.

Em relação à pobreza no Nordeste do Brasil, Carneiro (2003) afirma haver uma forte concentração de pobres na região Nordeste e que a pobreza nessa região apresenta-se com maior severidade nas áreas rurais que as urbanas. Veiga (2000) confirma esse entendimento ao destacar que a pobreza é maior no meio rural em todas as regiões brasileiras, mas enfatiza que a pobreza rural no Nordeste representa dois terços da pobreza rural brasileira e um quinto de sua pobreza total.

Conforme o IPECE (2012) evidencia-se que o estado do Ceará está em quarto lugar dentre os nove estados da região Nordeste em termos de indivíduos que vivem nessas condições. Mostrando que a maior parte dessa população se encontra na zona rural, onde o nível de renda é mais baixo, influenciando diretamente na taxa de pobreza desse segmento.

Neste contexto, o trabalho tem como objetivo mostrar a integração entre a pobreza e a agricultura familiar, por meio do Programa Nacional de Fortalecimento da agricultura familiar, buscando certificar que o Pronaf no meio rural reduziu as principais disparidades sociais relacionadas aos hiatos de renda, levando em consideração os conceitos de pobreza relativa e absoluta (ou extrema) de acordo com os conceitos de Rocha (2006).

Este artigo está dividido em 5 partes, incluindo esta introdução. No próximo item, é feita uma abordagem da revisão de literatura sobre os conceitos de pobreza e as principais características do Pronaf, bem como seus efeitos sobre alguns indicadores sociais da



população rural. No tópico 3, é apresentado a metodologia utilizada para análise dos efeitos do Pronaf sobre a pobreza. Na parte 4 são apresentados os principais resultados e discussões. E por fim, na parte 5, são feitas as principais considerações finais acerca dos resultados obtidos.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 Conceitos e principais características sobre a Agricultura Familiar**

A Agricultura familiar foi reconhecida pela Lei 11.326 de 24 de julho de 2006, a qual reúne todas as atividades agrícolas relacionadas ao desenvolvimento da zona rural que têm como base predominante a mão de obra familiar, onde a família é proprietária dos meios de produção, gerenciando, organizando e executando todas as atividades econômicas, ressaltando que a pequena propriedade voltada para esta atividade não pode ultrapassar quatro módulos fiscais (é uma medida agrária expressa em hectares).

Bittencourt e Bianchini (1996), em um estudo realizado sobre agricultura familiar na região Sul, argumentam que Agricultor familiar é todo aquele que tem na agricultura sua principal fonte de renda tendo como base a força de trabalho desenvolvida por membros da família. É permitido o emprego de terceiros temporariamente, quando a atividade agrícola assim necessitar. Em caso de contratação de força de trabalho permanente externo à família, a mão-de-obra familiar deve ser igual ou superior a 75% do total utilizado no estabelecimento.

De acordo com Guanziroli e Cardim (2000) agricultor familiar é aquele que atende as seguintes circunstâncias: o trabalho é realizado pela família ou pelo produtor; a mão de obra familiar é superior ao trabalho contratado e, por fim, a área da propriedade rural está dentro de um padrão estabelecido para cada região do país.

Para Carmo (1998) a agricultura familiar não está subordinada simplesmente à produção econômica, levando em consideração as necessidades e objetivos da família, contrariando o modelo de agricultura patronal, onde há completa ruptura entre gerência e trabalho, já na agricultura familiar esses fatores são interligados.

Segundo Santos e Gois (2011) a agricultura familiar tem uma função sociocultural, envolvendo o resgate de uma cultura de vida que interliga tradição e identidade. Problemas do cotidiano enfrentados pela população no meio urbano faz com que ocorra uma procura por produtos produzidos de forma artesanal, valorizando alimentos produzidos sem agrotóxicos, buscando uma vida mais saudável.

Flores (2002) examina o processo de desenvolvimento rural brasileiro, enfatizando o potencial da agricultura familiar na atualidade que, vai além da produção de alimentos. O seu papel hoje é de oferecer ocupação e renda nos espaços rurais, assim como a responsabilidade pela utilização sustentável dos recursos naturais.

Olalde (2002) e Tinoco (2006) evidenciam as vantagens da agricultura familiar que antes era vista como problema, e hoje como portador de soluções, ocorrendo melhorias nos empregos e a qualidade de vida no meio rural. A agricultura familiar consolida uma agricultura de base sustentável, devido a uma lógica exploração familiar, promovendo uma maior integração entre a família e a natureza, desenvolvendo uma pequena produção familiar, voltada para a subsistência e o excedente vendido, e ocasionando um desenvolvimento de uma agricultura ambientalmente sustentável mais vantajosa do que a agricultura patronal.

## **2.2 Conceitos de pobreza e sua incidência no meio rural**

Os temas relativos à pobreza ganharam uma maior relevância nos estudos relacionados ao desenvolvimento econômico a partir do final do século XX, quando, em algumas partes da Europa e em outros países desenvolvidos, observaram-se que as questões relativas à pobreza e desigualdades sociais em nichos da população não estavam sendo equacionadas mesmo levando em consideração os efeitos do crescimento econômico. Assim, mesmo em países ricos ou nos países em desenvolvimento, a pobreza ganhou uma importância central na formulação de políticas; na elaboração de estudos sobre a sociedade e nos debates acadêmicos (CODES, 2008).

A incidência da pobreza em uma determinada sociedade pode ser relacionada com o não atendimento (ou atendimento de forma inadequada) de algumas necessidades básicas de uma parcela dos indivíduos que compõem esta sociedade. Para que seja possível a investigação e caracterização desse fenômeno, faz-se necessário a definição dos tipos de necessidades que se busca investigar como fator condicionante da pobreza (ROCHA, 2006).

As definições do fenômeno que se tornaram bastante generalizadas ao longo do período de desenvolvimento de estudos referidos a sua incidência foram aquelas relacionadas aos conceitos: pobreza absoluta (ou extrema pobreza) e pobreza relativa. O conceito de pobreza absoluta está relacionado ao não atendimento de necessidades ligadas ao mínimo vital de um indivíduo em questão, este conceito vincula-se diretamente a ideia de sobrevivência física. O conceito relativo de pobreza é discutido para a sociedade em que o

mínimo vital já é atendido, ou seja, quanto ao bem estar da população, o único objetivo a ser alcançado é a diminuição da desigualdade entre os indivíduos (ROCHA, 2006). Outros autores como Sen (2010), estudam a incidência do fenômeno pobreza levando em consideração as capacidades que uma pessoa possui (seja pelo aspecto produtivo; de interação social; de acesso à educação, etc.). Sendo assim, o conceito de pobreza está ligado a privação dessas capacidades dos indivíduos, ou seja, são os níveis de privação de liberdades dos seres que determinam os estágios de desenvolvimento social de uma população.

A utilização do conceito de pobreza como privação de liberdades (ou capacidades) dos indivíduos, tem a característica de abranger as mais diversas necessidades básicas de sobrevivência desses agentes, já que leva em consideração as múltiplas facetas que compõem o desenvolvimento da pobreza em uma sociedade. Esse enfoque multidimensional traz consigo uma maior eficiência no combate ao problema, pois tem a vantagem de proporcionar um maior entendimento das diversas características e pontos que precisam ser atacados para equacionar as questões relativas à pobreza (BARROS *et al.*, 2006).

A incidência da pobreza no meio rural está diretamente relacionada a ocorrência de outros problemas, como o aumento do desemprego nos setores urbano-industriais; a pressão demográfica sobre as grandes cidades; a violência urbana, etc. Todos esses fatores quando somados ao processo de mecanização e revolução produtiva na agricultura que ascenderam a posição relativa das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste em detrimento do setor agrícola nordestino, fizeram com que surgissem parcelas da população rural dependentes de uma agricultura não desenvolvida e que se tornaram o retrato da pobreza rural brasileira. Sendo assim o atraso no desenvolvimento da agricultura nordestina, e a característica de subsistência dessa agricultura, são uma das principais causas da reprodução das desigualdades sociais e aumento das disparidades nos indicadores de qualidade de vida para as famílias com fontes de rendimento exclusivamente ligadas a agricultura (NASCIMENTO e CARDOSO, 2007).

### **2.3 Programa nacional de fortalecimento da agricultura familiar.**

A política agrícola brasileira “sempre teve como foco as grandes e médias propriedades capitalistas”. O processo de modernização conservadora “promoveu uma crescente marginalização dos pequenos agricultores familiares, reproduzindo um padrão de desenvolvimento rural bastante excludente e desigual”. (CERQUEIRA; ROCHA, 2002, p. 106).

Conforme Mattei (2001) até o início da década de 1990 não existia nenhuma política pública específica para tratar especialmente da agricultura familiar, entretanto ocorreram dois fatos importantes para levar à criação do Pronaf, primeiramente, as reivindicações dos trabalhadores rurais que tiveram voz na constituição de 1988, destacando-se nas “Jornadas Nacionais de Luta” da década de 90, e o segundo seria os estudos realizados pela FAO e pelo INCRA que definem um conjunto de diretrizes para as primeiras formulações do Pronaf.

Nesse contexto, com as dificuldades enfrentadas pelos agricultores familiares para “reproduzir suas atividades agrícolas e assegurar, ao mesmo tempo, condições devidas adequadas para suas famílias, uma linha de crédito para a agricultura familiar foi considerada uma conquista importante”. (MUNIZ, 2008, p. 92).

Segundo Santos e Gois (2011), o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar criado em 28 de julho de 1996 pelo decreto nº1. 946, resultando em uma resposta do Estado para uma massa antiga de agricultores familiares marginalizadas que lutaram para a elaboração e execução de uma política pública específica voltada para as atividades agrícolas, inserindo a nova classe dos agricultores familiares.

Guanziroli *et al.* (2001), o Pronaf surge na época que possui um alto custo e escassez de crédito rural tradicional, consideravelmente o programa se desenvolveu para território nacional, ampliando o montante financiado, desenvolvendo programas especiais para atender as diferentes categorias de agricultores familiares, oferecendo assistência técnica e infraestrutura aos agricultores, assim, colaborando para o crescimento dos municípios, onde vivem esses agricultores.

Para Schneider, Cazella e Mattei (2004), o Pronaf é um programa que tem como objetivo geral o fortalecimento da agricultura familiar, proporcionando apoio técnico e financeiro, contribuindo para geração de emprego e renda, melhorando a qualidade de vida dos agricultores, promovendo o desenvolvimento rural.

### **3 METODOLOGIA**

A metodologia do trabalho envolve o modelo econométrico dados em painel, que são mais adequados para analisar mudanças, permitindo medir e detectar melhor os efeitos da mesma unidade de corte transversal (estado do Ceará) ao longo do tempo, através da dimensão espacial e temporal. A estimação será feita pelo método de efeitos fixos, efeitos aleatórios e pooled, devido a estrutura dos dados, do longo período escolhido, onde as variáveis se comportam de maneiras diferentes. As variáveis serão testadas a fim de saber o

grau de significância na redução da pobreza no estado do Ceará, através do crédito cedido pelos bancos de desenvolvimento que financiam o Pronaf.

A tipologia da pesquisa é de caráter quantitativo e descritivo mediante a realização de um modelo de regressão com dados em painel com efeito aleatório. Os dados são secundários. O período escolhido é a década de 2000 a 2010, comparando a redução da pobreza entre os anos escolhidos.

Este trabalho analisa o efeito do Programa Nacional de fortalecimento da Agricultura familiar no estado do Ceará na redução da pobreza rural e extrema pobreza rural. Os estudos da FECAMP (2002), certificam que os agricultores que tiveram acesso ao crédito do Pronaf aumentaram seu nível tecnológico e as suas respectivas produções. Deste modo o crédito contribui para que os agricultores se modernizem, através de compras de máquinas e insumos químicos, garantindo que participem do mercado trabalho, com a finalidade de melhorar a qualidade de vida, e assim, reduzindo a pobreza e a extrema pobreza rural.

A variável pobreza será mensurada por duas medidas diferentes, sendo elas a pobreza rural ( $Y_1$ ), e a extrema pobreza rural ( $Y_2$ ). A linha de pobreza segundo conceito do IBGE (2010), a pobreza é a proporção de pessoas que têm renda inferior ou igual a cento quarenta reais mensais, já a extrema pobreza é a proporção de pessoas que possui renda inferior ou igual a setenta reais mensais.

Como se espera que os beneficiários do PRONAF tenham melhor condição de superar o estado de pobreza, as principais variáveis explicativas de interesse nesse trabalho será a quantidade de operação ( $x_1$ ); e o valor contratado ( $x_2$ ) que constituem o Pronaf. A agregação deve-se ao fato de que muito embora em cada município cearense exista uma diversidade de modalidades de crédito, nem todos possuem todas as modalidades. Tais modalidades estão descritas no capítulo do Pronaf.

Conforme IPECE (2012), não existe um determinante único específico para mensurar a pobreza, necessitando uma interação de um conjunto de variáveis. Neste sentido, podem-se elencar as seguintes variáveis explicativas a serem utilizadas como determinantes da pobreza rural: 1) renda, representada pela renda per capita média dos pobres ( $x_3$ ); grau de urbanização, representada pela população rural ( $x_4$ ); educação, representada pelo percentual da população de 18 anos ou mais com ensino fundamental completo ( $x_5$ ).

Os dados do Pronaf são obtidos no Banco do Nordeste do Brasil. A fonte das seguintes variáveis, renda per capita média dos pobres ( $x_3$ ), a população rural ( $x_4$ ), e educação ( $x_5$ ) foram retiradas do Atlas. Já a pobreza rural ( $Y_1$ ) e a extrema pobreza rural ( $Y_2$ )

foram obtidas pelo Censo demográfico elaborado pelo IBGE. A renda per capita média e o valor contratado do Pronaf foram deflacionados pelo IPCA com o ano base 2000.

### 3.1 Modelo econométrico

Para examinar o impacto do Pronaf na redução da pobreza nos municípios cearenses entre 2000 e 2010 foi realizada a estimação de dados simples em forma de Pooled, em painel com efeitos aleatórios e em painel com efeitos fixos.

O artigo envolve essas três estimações, devido à estrutura dos dados, do período de tempo de ser muito longo, ou seja, dez anos. Onde os indivíduos podem ter mudanças comportamentais, ou as variáveis explicativas como renda, educação, quantidade de operação, população rural e valor contratado podem ser modificados ao longo do tempo. Se as variáveis podem ou não serem correlacionados, apresentando problemas de endogeneidade. Então para apresentarmos melhores resultados, estimaremos pelos três métodos efeitos fixos, aleatórios e pooled.

Gujarati (2006) enfatiza que a regressão de dados em painel considera em um mesmo modelo estatístico, primeiramente dado em cortes transversal de um conjunto de indivíduos, onde esses variam e o tempo fica constante, e segundo, os dados em séries de tempo, os indivíduos permanecem constante e o tempo varia. A união de ambas as características estabelece o modelo de dados em painel, proporcionando benefícios como a heterogeneidade dos indivíduos, maior nível de informação a respeito das variáveis explicativas, menor colinearidade, assim, podendo evitar o problema de multicolinearidade e maiores graus de liberdade para o modelo. Ainda proporcionam melhor detecção de efeitos do que dados de cortes transversais e séries temporais quando puros; reduzem o viés da agregação de indivíduos e viabilizam análises mais complexas. Segundo o autor em geral dados em painel são apresentados da seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 + X_{1i,t} + \beta_n X_{1,it} + u_{it} \quad (1)$$

Onde  $i$  representa a  $i$ -ésima unidade de corte transversal e  $t$  o  $t$ -ésimo período de tempo.

A análise de painel pode ser realizada para dois modelos básicos: i) modelo de efeitos fixos; e ii) modelo de efeitos aleatórios.

Para o Holland e Xavier (2004) o modelo com dados em painel de efeitos fixos permite a existência de correlação entre indivíduos não observados e as variáveis incluídas. E se esses erros forem estritamente não correlacionados com as variáveis explicativas, utiliza-se o modelo de efeitos aleatórios, que e insere o pressuposto da heterogeneidade das unidades de corte transversal no termo de erro, tratando os efeitos específicos individuais como variável aleatória, assim, supõe-se que nesse que nesse modelo existe correlação entre os efeitos individuais e as demais variáveis aleatórias.

Desse modo, a heterogeneidade dos indivíduos é captada pela parte constante, que diferencia para cada indivíduo, a homogeneidade no coeficiente angular da equação, e a constante são diferentes para cada corte transversal, captando diferenças que não mudam com tempo. A equação efeito fixo é mostrada por meio da equação (2) como se segue:

$$Y_{it} = \alpha_i + bX_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Já a equação dos efeitos aleatórios é apresentada na equação (3):

$$Y_{it} = \alpha + bX_{it} + (n_i + u_{it}) \quad (3)$$

Como:  $\alpha_i = \alpha + n_i$ , onde  $n_i$  é o efeito aleatório individual não-observável.

Para Gujarati (2006) a preferência entre estimar entre efeitos aleatórios ou efeito fixo, depende da provável correlação entre os termos do erro e dos regressores, caso estejam correlacionados, utiliza-se efeito fixo, caso não estejam correlacionados, utiliza-se efeitos aleatórios.

Assim, para este mesmo autor os modelos agregados “pooled” é um processo de estimação que presume que os parâmetros a e b são comuns para todos os indivíduos. Há duas hipóteses auxiliares que embasam este modelo: a de homogeneidade na parte constante e no coeficiente angular, conforme equação (4):

$$Y_{it} = \alpha + bX_{it} + u_{it} \quad (4)$$

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Resultados da pobreza rural

A Tabela 1, mostra o impacto das variáveis explicativas na redução da pobreza nos municípios cearenses. Deste modo, as variáveis que expressam o Pronaf são respectivamente quantidade de operação e valor contratado.

**Tabela 1** – Resultados do modelo de regressão de dados em painel para análise dos efeitos do Pronaf da Pobreza Rural.

Variáveis	(1)	(2)	(3)
	Efeito aleatório	Efeito fixo	Pooled
Quantidade de operação	-0.000608 (0.00225)	0.000129 (0.00242)	8.89e-05 (0.00264)
Valor Contratado	-1.34e-06** (6.71e-07)	-1.70e-06* (1.01e-06)	-1.50e-06** (7.43e-07)
Renda per capita dos pobres	-0.388*** (0.0614)	-0.447*** (0.0745)	-0.376*** (0.0656)
População Rural	0.000171** (7.91e-05)	-0.000341 (0.000250)	0.000180*** (6.67e-05)
≥18 anos com Ensino Fundamental	-0.858*** (0.0483)	-0.860*** (0.0470)	-0.813*** (0.0604)
Constant	111.5*** (2.708)	121.2*** (4.948)	109.4*** (2.891)
Observações	368	368	368
R <sup>2</sup>	0.932	0.902	0.727
Número de Municípios	184	184	184

Fonte: Dados reprocessados. a) Erro padrão Robusto entre parênteses; b) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Na teoria se verifica que quanto maior a quantidade de operação do Pronaf, conseqüentemente, um maior volume de recursos destinados aos agricultores familiares nos municípios cearenses. Entretanto, na prática a quantidade de operação do Pronaf nos municípios não foi significativa para os três métodos de estimação, tanto para efeito fixo, como efeito aleatório e pooled. Um dos motivos que pode ter ocasionado a não significância da quantidade de operação no modelo, é o fato de municípios como Aquiraz, Carnaubal, Croatá, Eusébio, Fortaleza, Groaíras, Hidrolândia, Itaiçaba, Itaitinga, Jijoca de Jericoacoara, Juazeiro do Norte, Maracanaú, Marco, Meruoca, Umirim, Uruburetama, Frecheirinha, General Sampaio que não realizaram nenhuma operação do Pronaf em 2000, ou seja, não receberam recursos do programa para o financiamento da agricultura familiar. Já, em 2010 o único município que não recebeu recursos do programa foi Eusébio.

Assim, municípios que não executaram operações de crédito no ano de 2000, passando a receber recursos apenas em 2010, no período escolhido de dez anos, com a



diferença de dois anos, as quantidades de operação não impactaram de forma significativa na redução da pobreza.

Um segundo motivo seria que o Pronaf na região Nordeste, evidenciando o Estado do Ceará, tem como principal elemento o Pronaf B que têm como finalidade combater a pobreza e a fome na região. Este público alvo é formado pelo grupo de agricultores mais descapitalizados, quilombolas e indígenas, ou seja, um grupo que têm acesso restrito e limitado aos bancos, dificultando seu acesso ao crédito, contribuindo para a não redução da pobreza rural nos municípios cearenses.

Ao analisarmos o valor contratado verificamos a existência de estimadores significantes para os três métodos de estimação utilizados. Assim sendo significativa a 5% para efeito aleatório e pooled. Já para o método de efeitos fixos foi significativa a 10%. Esperamos o sinal negativo dessa variável, conforme dado nas três estimações, concluindo que quanto maior o valor do crédito contratado, menor a pobreza rural dos municípios cearenses.

A variável renda per capita dos pobres, influencia diretamente a qualidade de vida dos agricultores. Apresentando significância ao nível de 1% para efeito aleatório, efeito fixo e pooled. Verifica-se o sinal negativo do coeficiente, conforme mostrado à estimação, porque quanto maior a renda dos agricultores, conseqüentemente, melhores condições de vida, reduzindo a pobreza rural nos municípios cearenses.

Educação, utilizada no trabalho como variável de controle apresenta significância nas três estimações realizadas, com significância de 1% em efeitos aleatórios, efeitos fixos e pooled. Como esperado, o sinal do coeficiente é negativo, pois esta variável apresenta uma relação inversa com a pobreza.

A variável renda per capita e educação impactam de forma significativa na redução da pobreza rural, ou seja, quanto maior o grau de escolaridade, maior será a renda, conseqüentemente, reduzindo a pobreza rural.

#### ***4.2. Resultados pobreza rural absoluta (extrema)***

A Tabela 2, abaixo apresenta o impacto do Pronaf na redução da extrema pobreza rural nos municípios cearenses.

O Pronaf não é significativo na redução da extrema pobreza para o estado do Ceará nas três estimações realizadas (efeito aleatório, efeito fixo e pooled). Tanto a quantidade de operação como o valor contratado não são significativos no combate à extrema pobreza rural.

Este é um resultado importante que mostra que o Pronaf não atinge os extremamente pobres, ou seja, não reduz a extrema pobreza.

A extrema pobreza dos municípios pode ser explicada pela variável renda e educação que se mostra significativa as três estimações realizadas a um nível de 1%, pois têm uma relação inversa com a pobreza.

**Tabela 2** – Resultados do modelo de regressão de dados em painel para análise dos efeitos do Pronaf da Pobreza Rural absoluta (extrema).

Variáveis	(1)	(2)	(3)
	Efeito Aleatório	Efeito fixo	Pooled
Quantidade de operação	-0.000243 (0.00177)	0.000694 (0.00165)	0.000138 (0.00204)
Valor Contratado	-4.42e-07 (5.28e-07)	-4.93e-07 (5.14e-07)	-7.58e-07 (6.11e-07)
Renda per capita dos pobres	-0.841*** (0.0460)	-0.901*** (0.0746)	-0.836*** (0.0461)
População Rural	8.26e-05 (5.67e-05)	-0.000445** (0.000180)	9.62e-05* (5.10e-05)
≥18 anos com Ensino Fundamental	-0.478*** (0.0401)	-0.489*** (0.0415)	-0.440*** (0.0454)
Constante	108.2*** (2.133)	118.2*** (4.124)	106.8*** (2.109)
Observações	368	368	368
R <sup>2</sup>	0.926	0.914	0.831
Número de Municípios	184	184	184

Fonte: Dados reprocessados. a) Erro padrão Robusto entre parênteses; b) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

## 5 CONCLUSÃO

O trabalho teve como objetivo geral investigar o impacto do Pronaf na redução da pobreza nos municípios cearenses na década que compreende os anos de 2000 e 2010. Conclui-se que o valor contratado do crédito para o financiamento das atividades ligadas ao meio rural, apresenta-se de forma significativa nas três estimações realizadas no trabalho, e assim atingindo uma grande parte do público alvo do programa, certificando-se da sua contribuindo para a redução da pobreza rural.

O Pronaf agregado reduz a pobreza rural nos municípios cearenses. A renda per capita dos agricultores e a variável de controle educação que se mostram significativas nas

três estimações, porque são variáveis que têm relação inversa com a pobreza, ou seja, quanto maior a escolaridade, impactando diretamente a renda, menor será a pobreza rural. A variável quantidade de operação não impacta de forma significativa a pobreza rural. O Pronaf não impacta de nenhuma forma a redução da extrema pobreza. O Pronaf Agregado reduz a pobreza rural nos municípios cearenses, mas não reduz a extrema pobreza rural.

## REFERÊNCIAS

ALENTEJANO, P. R. **O que há de novo no rural brasileiro?** . Terra Livre, São Paulo, n.15, p. 87-112, 2000.

AMOVAY, R. **Agricultura familiar e desenvolvimento territorial.** Publicado em 1999 Disponível em :<<http://www.econ.fea.usp.br/abramovay/artigos>>.

ARAÚJO, T. P. de; LIMA, R. A. de; SOUZA, H. R. de. Políticas públicas de emprego: o PRONAF em Pernambuco. *In*: SAMPAIO, Y. (Org.). **Ensaio sobre economia agrícola e meio ambiente no Nordeste.** Recife: Ed. Universitária da UFPE, 2000. p. 59-98.

BACELAR, T. A **“questão regional” e a “questão nordestina”.** TAVARES, Maria da Conceição (Org.). Celso Furtado e o Brasil. São Paulo: Editora Fundação Perseu Abramo, 2000.

BARROS, R. P. **A queda recente da desigualdade de renda no Brasil.** IPEA, 2000.

MENEZES, T. A.; PINTO, R. F. **É preciso esperar o bolo crescer, para depois repartir?** *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 8., 2005, Fortaleza. Anais... [Rio de Janeiro: Anpec], 2005. p. 1-25.

BASTOS, F. **Ambiente institucional no financiamento da agricultura familiar.** São Paulo: Polis, 2006.

BASTOS, F. (2004). **Pronaf B: peculiaridades de uma política de crédito no Nordeste rural brasileiro.**

BELIK, W. **Um estudo sobre o financiamento da política agrícola no Brasil [1965-1987].** Campinas: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1994.

BITTENCOURT, G. A. **O financiamento da agricultura familiar no Brasil.** Campinas: UNICAMP, 2003. Tese (Doutorado em Economia). UNICAMP, 2003

BITTENCOURT, G. A.; BIANCHINI, V. **Agricultura familiar na região sul do Brasil.** Consultoria UTF/036-FAO/INCRA, 1996.

BLUM, R. Agricultura familiar: estudo preliminar da definição, classificação e problemática. In: **TEDESCO, João Carlos. Agricultura Familiar: realidades e perspectivas**. 3ªed. Passo Fundo: Ed. UFP, 2001. p. 57 - 106.

BNB. **Agricultura familiar: grupos e linhas**. Disponível em: <[www.bnb.gov.br](http://www.bnb.gov.br)>. Acesso em 6 de outubro. 2011a.

\_\_\_\_\_. **Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF): Relatório de Resultados 2010**. Fortaleza, Editora: BNB 2012.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Manual do Crédito Rural: MCR. Brasília, DF, 2009.  
BANCO DO NORDESTE DO BRASIL. Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF): Relatório de Resultados 2009. Fortaleza, Editora: BNB 2011.

BRASIL. **Lei nº 11.326**, de 24 de julho de 2006. Estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional de Agricultura Familiar e Empreendimentos Familiares Rurais. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_Ato2004-2006/2006/Lei/L11326.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2006/Lei/L11326.htm)>. Acesso em: 10 de abril de 2014.

\_\_\_\_\_. **Plano Safra 2008/2009**. Disponível em: <[www.mda.gov.br](http://www.mda.gov.br)>. Acesso em: 3 out. 2014. 2010e.

CARMO, M. S. A produção familiar como locus ideal da agricultura sustentável. In: **FERREIRA, Ângela D. D., BRANDENBURG, Alfio (Org.). Para pensar outra agricultura**. Curitiba: ed. UFPR, 1998.

CARNEIRO, F.G. Perfil da pobreza e aspectos funcionais dos mercados de trabalho no Brasil: In: **CEPAL pobreza e mercados no Brasil**. Brasília, 2003.

CAZELLA, A. A.; MATTEI, Lauro; SCHNEIDER, Sérgio. Histórico, caracterização dinâmica recente do Pronaf – programa nacional de fortalecimento da agricultura familiar. In: **CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XLII**., 2004 Cuiabá. **Anais...** Cuiabá:, 2004. 1 CD-ROM.

CERQUEIRA, P. S.; ROCHA, A. G. A agricultura familiar e o PRONAF: elementos para uma discussão. **Bahia Análise & Dados**, Salvador, v. 12, n. 3, p. 105-117, dez.2002

DA SILVA. J. G. artigos **AVALIAÇÃO DO PRONAF-A NO ASSENTAMENTO BANHOS, NO MUNICÍPIO DE MORADA NOVA – CEARÁ**.

DIÁRIO DO NORDESTE (2010). **A agricultura familiar ganha mesa do cearense**. Reportagem publicada em 02/05/2010.

FAO. **Ano Internacional da Agricultura Familiar 2014**. Disponível em: <<http://www.fao.org/family-farming-2014/pt/>>. Acessado em 20 de março de 2015.

FIORI, J.L. Para uma economia política do Estado Brasileiro. Rio de Janeiro: I/UFRJ, 1992.

FLORES, M. Assistência técnica e agricultura familiar. **In: LIMA, Dalmo Marcelo de Albuquerque; WILKINSON, John. (org.). Inovação nas tradições da agricultura familiar.** Brasília: CNPq./Paralelo..

FRANCO, A. de. Pobreza e desenvolvimento local. Brasília: ARCA Sociedade do conhecimento, 2002.

GUANZIROLI, C. ROMEIRO, A.; BUAINAIN, A.M.; SABBATO, A.D.; BITTENCOURT, G.2001. **Agricultura familiar e reforma agrária no século XXI.** Rio de Janeiro, Garamond, 288p.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

GROSSI, M. E. D; SILVA, J. G. da. **Novo rural: uma abordagem ilustrada.** Londrina: Instituto Agrônômico do Paraná. Vol. 1, 2002, 53 p.

HENRIQUES, R. **Desnaturalizar a desigualdade e erradicar a pobreza no Brasil. In Pobreza e Desigualdade no Brasil: traçando caminhos para a inclusão social.** Organizado por Marlova Jovchelovitch Noletto e Jorge Werthein – Brasília: Unesco, 2003.

HOLLAND, M. XAVIER, C. L. (2004) Dinâmica e competitividade das exportações brasileiras: uma análise de painel para o período recente. XXXII Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Dimensão, evolução e projeção da pobreza por região e por estado no Brasil.** Comunicados do IPEA. n. 58, 2010a. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>> Acesso em: 20 out. 2014.

\_\_\_\_\_. Pobreza, desigualdade e políticas públicas. Comunicados da presidência n.38, 2010b. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>> Acesso em: 10 out. 2014.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Ipeadata.** Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 12 outubro. 2014.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo demográfico 2000. Rio de Janeiro, 2001.

IBGE. Censo Agropecuário 2006. **Agricultura familiar. Primeiros Resultados.** Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação. Brasília/Rio de Janeiro: MDA/MPOG, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA-IBGE. **Censo agropecuário 2006 – Resultados Preliminares,** IBGE, 2007.

INCRA/FAO (2000). **Novo retrato da agricultura familiar- o Brasil redescoberto.** Projeto de cooperação Técnica INCRA/FAO, março de 2000.

IPECE. A dinâmica setorial da Extrema Pobreza no Ceará na década de 2000. **Informe,** n.26, março, 2012.

LEITE, S. (Org.). **Políticas públicas e agricultura no Brasil.** Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2009.

MAGALHÃES, R. e ABRAMOVAY, R. (2006). **Acesso, uso e sustentabilidade do Pronaf B.**

MDA/SAF/PRONAF. **Plano safra da agricultura familiar 2007/2008.** Brasília: MDA/SAF,2007. Disponível em: <<http://www.mda.gov.br>> Acesso em: 10 out. 2014.

MATTEI, L. Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF): concepção, abrangência e limites observados. In: ENCONTRO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE SISTEMAS DE PRODUÇÃO, 4., 2001, Belém. **Anais...** Belém, 2001.

MESQUITA, P. P. de Reflexões sobre o *Pronaf B* e a *pobreza* rural em Caucaia - Ceará. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2011.

MUNIZ, C. Reflexões sobre a criação e implementação do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf). **Revista Avaliação de Políticas Públicas**, v. 1, n. 1, p. 91-99, jan./jun. 2008.

OLALDE, A. R. (2002). **Agricultura familiar e desenvolvimento sustentável.** Disponível em: <[www.cedeplac.gov.br/radar/Artigos/artigo3.htm](http://www.cedeplac.gov.br/radar/Artigos/artigo3.htm)>.

PRADO JÚNIOR, C.. História econômica do Brasil. São Paulo: Brasiliense, 2004.

ROBOCK, S.H. **Aspectos regionais do desenvolvimento econômico: uma experiência no Nordeste do Brasil.** Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil S.A, 1955.

ROCHA, Sônia. **Pobreza no Nordeste: a evolução nos últimos trinta anos (1970-1999).** Fortaleza, Banco do Nordeste do Brasil, 2003.

SANTOS, Arnaldo; GOIS, Francisco F. **Microcrédito e desenvolvimento regional.** Fortaleza: Premium, 2011.

SILVA, José Graziano da. **A nova dinâmica da agricultura brasileira.** Campinas: UNICAMP/Instituto de Economia, 1996.

SILVA, E.R.A. da. 1999. **Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar: uma avaliação das ações realizadas no período 1995/1998.** Brasília, IPEA, 48 p.

SCHNEIDER, S., CAZELLA, A.; MATTEI, L. Histórico, caracterização e dinâmica recente do PRONAF – Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar. In: SCHNEIDER, S. et al. (Org.). **Políticas públicas e participação social no Brasil rural.** Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2004.

TEODORO, Paulo Alberto Vilas Boas, NAZZARI, Rosana Kátia, BERTOLINI, Geysler Rogis Flor, MIYAZAKI, Juliane, GAFFURI, Juliana e SCHMIDT, Rosana M. (2005). **Agricultura familiar: uma alternativa para o desenvolvimento sustentável.** Trabalho apresentado 2º. Seminário Nacional “Estado e Políticas Sociais no Brasil” de 13 a 15 de outubro de 2005, Universidade Estadual do oeste do Paraná (UNIOESTE), 2005.

TINOCO, Sonia Terezinha Julliato (2006). **Conceituação de agricultura familiar: uma revisão bibliográfica,** Parte da tese de doutorado da autora. UNESP, 2006.

TONNEAU, J.P.; AQUINO, J. R.; TEIXEIRA, O. A. **modernização da agricultura familiar e exclusão social: o dilema das políticas agrícolas**. Cadernos de Ciência e Tecnologia, Brasília, DF, v.22, n.1, p.67-82, 2005.

VEIGA, J.E. da. Diretrizes para uma nova política agrária. In: BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Agrário. **Reforma agrária e desenvolvimento sustentável**. Brasília, DF: MDA, 2000, p. 19-36.

## ANÁLISE DO CAPITAL SOCIAL DA AGRICULTURA NO MUNICÍPIO DE PENTECOSTE (CE)

*Gerlânia Maria Rocha Sousa<sup>64</sup>; Guillermo Gamarra Rojas<sup>65</sup>; Emanuel Márcio Nunes<sup>66</sup>; José Newton Pires Reis<sup>67</sup>*

### RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo analisar o nível de capital social da agricultura do município de Pentecoste (CE). Os estudos teóricos apontam para a grande evolução das políticas de desenvolvimento territorial e a importância do capital social para o desenvolvimento dessas políticas, instituições e organizações voltadas para o desenvolvimento da agricultura familiar principalmente nas regiões semiáridas, assim como das relações comunitárias. Para a obtenção dos dados foram aplicados questionários referentes ao ano agrícola de 2014 com questões sobre ao tema proposto em 42 comunidades rurais do município correspondendo a 163 famílias. O tratamento analítico dos dados consistiu na aplicação da técnica de análise multivariada conhecida como análise fatorial e a partir da aplicação dessa técnica construiu-se o Índice de Capital Social para as comunidades rurais do município e, adicionalmente, na identificação e classificação das comunidades em clusters, de acordo com a mensuração do capital social nessas comunidades através da análise de agrupamento ou cluster. Com isso, foi feito inicialmente a análise do índice que se acredita ser capaz de dar uma ideia a respeito do nível de capital social de acordo com as categorias: grupos e redes, confiança e solidariedade, ação coletiva e cooperação, coesão inclusão social e políticas públicas e assistência técnica. Em seguida, aplicou-se a análise de agrupamento ou cluster para agrupar esse índice em categorias de ordem baixa, média e alta. O ICS proposto mostrou um nível médio de capital social e uma deficiência em relação às variáveis estudadas, que pôde ser explicado por meio de análises de frequência do banco de dados através das respostas obtidas na pesquisa de campo.

**Palavras-chave:** Capital Social; Políticas Públicas; Organizações. Desenvolvimento.

### ABSTRACT

This study aims to analyze the level of capital of Pentecost county agriculture (EC). The theoretical studies point to the great development of territorial development policies and the importance of social capital for the development of these policies, institutions and organizations for the development of family farming especially in semi-arid regions, as well as community relations. To obtain the data questionnaires were applied for the agricultural year 2014 with questions about the proposed topic in 42 rural communities in the municipality corresponding to 163 families. The analytical data processing consisted in the application of multivariate analysis technique known as factor analysis and from the application of this technique is built the Social Capital Index for rural communities in the municipality and, in

---

<sup>64</sup> Mestre em economia rural e professora substituta da Universidade Federal Rural do Semi – Árido (UFERSA). E-mail: gerlaniarocha@gmail.com.

<sup>65</sup> Doutor em botânica e professor adjunto da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: ggamarra@terra.com.br.

<sup>66</sup> Doutor em desenvolvimento rural e professor adjunto IV da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN). E-mail: emanoelnunes@uern.br.

<sup>67</sup> Doutor em economia aplicada e professor adjunto IV da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: newton@ufc.br.



addition, the identification and classification of communities in clusters , according to the measurement of social capital in these communities through cluster analysis or cluster. Thus, it was initially done the analysis of the content that is believed to be able to give an idea about the level of capital according to the categories: groups and networks, trust and solidarity, collective action and cooperation, cohesion and social inclusion policies public and technical assistance. Then applied to cluster analysis to group or cluster that index in low-order categories, medium and high. The proposed ICS showed an average level of social capital and a deficiency in the variables studied, which could be explained by the database through frequency analysis of the responses obtained in the field research.

**Key words:** Social Capital.; Public Policy; Organizations; Development.

## 1. INTRODUÇÃO

Ao longo dos anos o debate e as discussões em torno da agricultura familiar vêm se intensificando principalmente no âmbito das dinâmicas de desenvolvimento. No entanto, a agricultura familiar, principalmente no Brasil, sempre foi considerada por defensores da modernização agrícola um segmento atrasado, de pouco interesse econômico para a sociedade e menor significância analítica para a academia.

Segundo a FAO/INCRA (2000), a mesma consiste na gestão da produção e investimentos, exercida principalmente por trabalhadores com grau de parentesco, a qual pressupõe a distribuição igualitária da operacionalização da produção.

A temática sobre desenvolvimento no Brasil se desenvolveu com mais intensidade a partir dos anos 1990. Para Abramovay (2007), essa década, iniciada com a entrada da agricultura familiar no vocabulário científico, é a década atual com uma reavaliação do significado de desenvolvimento rural, pois aborda as dinâmicas territoriais no processo desenvolvimentista.

Atualmente, o capital social tem sido estudado como uma nova abordagem explicativa centrada no desenvolvimento. A estagnação dos modelos de desenvolvimento, com ênfase no crescimento contínuo do produto nacional ou “per capita”, demonstra sua insustentabilidade face às distorções econômicas, sociais, culturais e ambientais produzidas (BARRETO, 2004).

O capital social vem adquirindo maior embasamento, revigorando-se com o objetivo de se tornar de fato consolidado e sustentável, dada a existência de uma grande subjetividade em torno do mesmo. No entendimento de Andrade & Cândido (2008), apesar das limitações teóricas e metodológicas, este conceito se constitui como um importante elo no processo de revitalização da democracia, fomentando a construção de uma identidade coletiva e, conseqüentemente, interferindo na maior compreensão e resolução dos dilemas atuais.

Dentre os municípios pertencentes ao Território da Cidadania Vales do Curu e Aracatiáçu no estado do Ceará, destaca-se o município de Pentecoste, pertencente ao Micro Território Médio Curu localizado no norte do estado do Ceará, caracterizado por uma vasta população rural e atividade fortemente agrícolas. Tanto nesse território como no município de Pentecoste existem organizações formais e não formais, fóruns, conselhos e outras instâncias de deliberação e/ou decisão que são sinais positivos de desenvolvimento do capital social.

Assim, dadas às transformações no espaço rural verificadas nos últimos anos e a evolução do conceito de capital social frente às relações sociais nas comunidades, a criação de

políticas e/ou programas, projetos, organizações e instituições para o desenvolvimento da agricultura, as questões de desenvolvimento territorial com suas políticas de incentivo à diversificação da produção e organização dos agricultores em forma de organizações, percebe-se a importância e a necessidade de analisar o nível de capital nesse município para dessa forma entender como o mesmo atua na agricultura e como se relacionam, demonstrando suas necessidades e fragilidades.

O tratamento analítico consiste na construção de um índice de capital social (ICS) a partir da aplicação de técnica de análise multivariada conhecida por análise fatorial e, adicionalmente, na identificação e classificação das comunidades rurais estudadas em clusters, de acordo com a mensuração do capital social.

## **2. REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 Capital social: uma abordagem conceitual**

Conforme Sachs & Lages (2001), a expressão “capital social” procura dar significado à importância da presença e da qualidade das relações sociais para o desencadeamento do processo de desenvolvimento. Deste modo, refere-se às relações que os indivíduos desenvolvem mutuamente.

Antes de apresentar algumas definições referentes ao capital social, é possível traçar pelo menos três principais origens desse conceito: a primeira, limita-se aos escritos de autores provenientes das ciências sociais que evidenciaram e difundiram expressamente o termo, destaque para Pierre Bourdieu, James Coleman e Robert Putnam. A segunda trata de certos elementos como confiança, coesão social, redes, normas e instituições, em vários contextos e disciplinas. A terceira mais extensa inclui autores cuja produção contém elementos precursores do conceito de capital social - remonta à sociologia clássica do século XIX, incluindo autores como Émile Durkheim e Max Weber (ALBAGLI & MACIEL, 2002). Seguem abaixo algumas contribuições referentes à linha de pensamento do primeiro conjunto de autores que são de fundamental importância para a formação teórica do presente trabalho em relação a esse tema.

Segundo Albagli & Maciel (2002), esses autores definem capital social a partir de sua funcionalidade e considerando uma variedade de relações presentes na estrutura social que facilita as ações dos indivíduos. Ademais, segundo os autores, Bourdieu usou o termo “Capital Social”, pela primeira vez, no início da década de 1980, para se referir às vantagens e oportunidades de se pertencer a certas comunidades e definiu esse termo como “o agregado de

recursos reais ou potenciais que estão ligados à participação em uma rede durável de relações mais ou menos institucionalizadas de mútua familiaridade e reconhecimento que provê para cada um de seus membros o suporte do capital de propriedade coletiva”.

Ainda segundo aqueles autores, Coleman procurou unir a abordagem sociológica com a econômica e dentre seus vários estudos e definições em relação ao tema, é importante destacar que o mesmo especifica três formas de capital social: a primeira lida com o nível de confiança e a real extensão das obrigações existentes em um ambiente social. O capital social é elevado onde as pessoas confiam umas nas outras e onde essa confiança é exercida pela aceitação mútua de obrigações. A segunda diz respeito a canais de trocas de informações e ideias. Na terceira forma, normas e sanções constituem capital social onde elas encorajam os indivíduos a trabalharem por um bem comum, abandonando interesses próprios imediatos (COLEMAN, 1990 apud ALBAGLI & MACIEL, 2002).

Conforme Long (2007), a questão da agência humana é central nesse debate. É a maneira como os atores locais aplicam os programas de desenvolvimento, mediante práticas discursivas e organizadoras, manipulam certos elementos restritivos em um esforço para envolver os outros indivíduos em seus projetos. A capacidade desses atores de estabelecer 5 relações organizadas (mercantis e não mercantis) é o que favorece não só a troca de informações e a conquista mútua de certos mercados, mas também pela existência de bens públicos e de administrações capazes de promover a dinamização regional, sendo possível criar capital social onde não existe. (ABRAMOVAY, 1998; ALBUQUERQUE & CÂNDIDO, 2011).

Na visão de Beduchi Filho & Abramovay (2004), a depender da capacidade criadora que a própria interação entre atores locais é capaz de conduzir, pode-se substituir as estruturas sócio-políticas piramidais por uma abordagem policêntrica com múltiplas instâncias de decisão em relação ao destino dos territórios que enquadra os aspectos econômicos, ambientais, sociais e culturais. Já para Putnam (1993), capital social é tido como traços da vida social – redes, normas e confiança – que facilitam a ação e a cooperação na busca de objetivos comuns.

A abordagem acerca do capital social associada a Putnam se refere à natureza e extensão do envolvimento de um indivíduo em várias redes informais e organizações cívicas formais. Desde a conversa com os vizinhos ou o engajamento em atividades recreativas, até a filiação a organizações ambientais e partidos políticos, o capital social é usado como um

termo conceitual que caracteriza as muitas e variadas maneiras pelas quais os membros de uma comunidade interagem (GROOTAERT et al., 2003).

Em suma, os principais autores apresentados que tratam sobre a lógica do capital social, debatem a eficiência das redes de relações sociais e das normas sociais como guias de ação para o indivíduo, que também são construídas ou reforçadas pelos próprios indivíduos ou de maneira coletiva. A confiança é enfatizada, além da coesão social, participação, as quais geram conexões e redes, refletindo assim no desenvolvimento socioeconômico e aperfeiçoamento institucional.

### **3. METODOLOGIA**

#### **3.1 Origem dos dados e tamanho da amostra**

Os dados e informações empregados no estudo foram de origem primária e o período da coleta fez referência ao ano de 2014. Os mesmos foram obtidos através da aplicação de questionário semi – estruturado junto a 163 famílias de agricultores familiares de 42 comunidades rurais do município de Pentecoste (CE).

A pesquisa foi realizada através de um processo de amostragem não probabilística por conveniência, levando em conta a população existente nas comunidades em análise. Nos métodos de amostragem não probabilística, as amostras são obtidas de forma não aleatória, ou seja, a probabilidade de cada elemento da população fazer parte da amostra não é igual e, portanto, as amostras selecionadas não são igualmente prováveis (FÁVERO, 2009). O método por conveniência pode ser aplicado quando a participação é voluntária ou os elementos da amostra são escolhidos por uma questão de conveniência ou simplicidade.

#### **3.2 Seleção de indicadores e tratamento dos dados**

Dada a complexidade dos estudos a respeito de capital social e os vários tipos de indicadores existentes, optou-se por abordar esta questão a partir de quatro dimensões propostas por Grootaert et al. (2003) e uma quinta dimensão elaborada no presente trabalho como uma forma de complementar e enriquecer a análise. Através dessas dimensões pôde-se criar um conjunto de questões essenciais para medir os níveis de capital social. As dimensões citadas abaixo foram adaptadas para o contexto do estudo no qual abrange o capital social no âmbito da agricultura:

- Grupos e Redes: esta é a categoria mais comumente associada ao capital social. Considera-se a natureza e a extensão da participação de um membro de um domicílio em vários tipos de organização social e redes informais, assim como as várias contribuições dadas e recebidas nestas relações.
- Confiança e Solidariedade: esta categoria busca levantar dados sobre a confiança em relação a vizinhos, dirigentes das formas de organizações e governantes locais e regionais.
- Ação Coletiva e Cooperação: esta categoria investiga se e como os membros do domicílio têm trabalhado com outras pessoas em sua comunidade e em projetos comuns.
- Coesão e Inclusão Social: as “comunidades” não são entidades coesas, mas antes se caracterizam por várias formas de divisão e diferenças que podem levar ao conflito. Questões nesta categoria buscam identificar a natureza e o tamanho dessas diferenças, os mecanismos por meio dos quais elas são gerenciadas, e quais os grupos que são excluídos dos serviços públicos essenciais. Questões relativas às formas cotidianas de interação social também são consideradas.
- Políticas Públicas e Assistência Técnica: essa categoria foi incluída por retratar questões relacionadas às políticas públicas as quais os membros da comunidade têm acesso, a presença ou não de assistência técnica e se existe adequada infraestrutura.

O Quadro 1 apresenta a definição das variáveis utilizadas para a construção do Índice de Capital Social (ICS). Os dados utilizados são de natureza primária.

**Quadro 1 - Dimensões e Indicadores do ICS**

DIMENSÕES	INDICADORES/VARIÁVEIS
<b>Grupos e Redes</b>	Participação em alguma forma de organização
	Forma de organização na qual participa
	Tipo de organização na qual participa (local ou regional)
	Frequência na qual participa da forma de organização
<b>Confiança e Solidariedade</b>	Nível de confiança em relação aos dirigentes da forma de organização na qual participa
	Nível de confiança em relação aos governantes locais
	Nível de relacionamento com os vizinhos da comunidade onde reside
<b>Ação Coletiva e Cooperação</b>	Participação em alguma atividade voluntária de cunho local ou regional
	Existência de interação na comunidade a fim de solicitar ações de desenvolvimento local
	Participação nas decisões a serem tomadas para o desenvolvimento da comunidade
	Existência de problemas na comunidade quanto às diferenças raciais, sociais, culturais, políticas, religiosas
<b>Coesão e Inclusão Social</b>	Envolvimento da família em algum problema de cunho racial, social, cultural, político, religioso existentes na comunidade
	Existência de problemas em relação à violência na comunidade
<b>Políticas Públicas e Assistência Técnica</b>	Existência de políticas ou programas envolvidos na geração de desenvolvimento local na comunidade
	Participação em algumas dessas políticas ou programas
	Existência de assistência técnica para a agricultura
	Frequência da assistência técnica

### 3.3 Métodos de análise

#### 3.3.1 Análise descritiva

A técnica da análise descritiva foi empregada com o objetivo de caracterizar o capital social de acordo com as políticas ou programas, projetos, formas de organizações e instituições de acesso aos agricultores das comunidades em estudo. Foram utilizadas tabelas de distribuição de frequências (absoluta e relativa) e as medidas de tendência central. A pesquisa descritiva tem como objetivo primordial a descrição das características de determinada população ou o estabelecimento de relação entre elas.

#### 3.3.2 Análise fatorial

Como recurso analítico que construa um índice sintético de capital social para o conjunto de comunidades do município de Pentecoste, utilizou-se a técnica de análise multivariada conhecida como análise fatorial, a qual fornece elementos para analisar a 8 estrutura de inter-relações entre um grande número de variáveis, procurando descrevê-las através de um número menor de índices ou fatores (HAIR et al., 2009).

Conforme Fávero et al. (2009), o método de análise fatorial consiste na tentativa de se determinar as relações quantitativas entre as variáveis, aferindo seus padrões de movimento, de modo a associar àquelas um padrão semelhante, o efeito de um fator causal subjacente e específico a estas variáveis.

O modelo matemático simplificado da análise fatorial pode ser representado por:

$$Z_j = \sum a_{ji} F_i + d_j u_j \quad (j = 1, 2, \dots, n); \quad (i = 1, 2, \dots, m) \quad (1)$$

Tal que:

$Z_j$  = j-ésima variável padronizada;

$a_{ji}$  = é o coeficiente de saturação referente ao i-ésimo fator comum da j-ésima variável;

$F_i$  = é o i-ésimo fator comum;

$d_j$  = é o coeficiente de saturação referente ao j-ésimo fator específico da j-ésima variável;

$u_j$  = é o j-ésimo fator específico da j-ésima variável.

De acordo com a análise fatorial, cada fator é constituído por uma combinação linear das variáveis originais inseridas no estudo. A associação entre fatores e variáveis se dá por meio das cargas fatoriais, os quais podem ser positivos ou negativos, mas nunca superiores a um. Esses coeficientes de saturação têm função similar aos coeficientes de regressão na análise de regressão (SIMPLICIO, 1985).

Para aplicação dessa análise, foram selecionadas variáveis já apresentadas a respeito do capital social. Neste sentido, na análise fatorial a seleção das variáveis adequadas ao fenômeno que se deseja estudar é de extrema importância, pois uma vez a variável incluída na pesquisa tem implicações definitivas nos resultados.

O primeiro procedimento necessário é a verificação dos pressupostos que consistirá em analisar a normalidade da distribuição dos dados de cada variável (utilizando o Teorema do Limite Central, caso haja um grande número de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas, então a distribuição tenderá para uma distribuição normal, à medida que o número dessas variáveis aumenta indefinidamente, no caso específico,  $n=56$ ), além da estimação da matriz de correlação para checar a existência de relação entre as variáveis realizada por meio de testes de hipóteses específicos (GUJARATI, 2000).

A análise da matriz de correlação apresenta os coeficientes de correlação de Pearson para cada par de variáveis adotadas na pesquisa. A relação entre as variáveis será confirmada a partir do nível de significância dos coeficientes estimados ( $p\text{-value} < 0,05$ ). De acordo com Hair Jr. *et al.* (2005), a análise será iniciada com exame da matriz de correlações para verificação da existência de valores significativos que justifiquem a utilização da técnica. Ainda segundo os autores, se a visualização da matriz de correlações não mostrar um número substancial de valores maiores que 0,30, haverá fortes indícios que a análise fatorial não será adequada.

Conforme Fávero *et al.* (2009) para verificar a adequabilidade dos dados para a análise fatorial, foi utilizado o índice Kaiser – Mayer – Olkin (KMO) que varia de 0 a 1 e serve para comparar as magnitudes dos coeficientes de correlações observados com as magnitudes dos coeficientes de correlações parciais. Em relação a essa estatística, quanto menor o valor do respectivo teste, menor a relação entre as variáveis e os fatores, podendo o índice variar entre 0 e 1.

O procedimento utilizado neste trabalho levou em consideração a extração dos fatores iniciais através da Análise dos Componentes Principais que mostrou uma combinação linear



das variáveis observadas, de maneira a maximizar a variância total explicada. Para a rotação dos fatores utilizou-se o método Varimax, que é o mais utilizado e minimiza o número de variáveis com altas cargas em diferentes fatores permitindo a associação de uma variável a um único fator.

### 3.3.3 Construção do índice de capital social (ICS)

O ICS das comunidades estudadas foi calculado a partir dos escores estimados associados aos fatores obtidos na estrutura fatorial definida. Utilizou-se, adicionalmente, a raiz latente, ou o autovalor, que corresponde à soma (em coluna) das cargas fatoriais ao quadrado para o respectivo fator (HAIR *et al.*, 2009, p. 101). A padronização dos escores fatoriais torna-se necessária de forma a enquadrá-los no intervalo de zero a um, a partir da expressão:

$$F_{gj}^* = \frac{F_{gj} - F_{gF}}{F_{gFA} - F_{gF}} \quad (3)$$

De modo que:

$F_{gj}^*$  = escore fatorial do g-ésimo fator padronizado da j-ésima família; ( $g=\{1,\dots,6\}$  e  $j = \{1,\dots,163\}$ )

$F_{gj}$  = escore fatorial do g-ésimo fator para da j-ésima família;

$F_{gF}$  = menor escore fatorial do g-ésimo fator entre as famílias;

$F_{gFA}$  = maior escore fatorial do g-ésimo fator entre as famílias das comunidades.

Para a construção do ICS relativo a j-ésima família, definiu-se a equação:

$$ICS_j = \sum_{g=1}^6 \frac{\gamma_g}{\sum \gamma} F_{gj}^* \quad (4)$$

Em que  $\gamma_g$  corresponde ao autovalor do g-ésimo fator. Observa-se que a expressão  $\gamma_g / \sum \gamma$  indica a participação relativa do fator g na explicação da variância total capturada pelos n fatores.

### **3.3.4 Análise de agrupamento ou cluster**

Procedeu-se, ainda, à aplicação de outra técnica de estatística multivariada, a Análise de Agrupamento ou Cluster, a qual consiste na definição de grupos homogêneos e/ou heterogêneos, constituindo-se em um método orientador e norteador para identificação de diferenças de comportamento, tomada de decisões e definição de estratégias de atuação e planejamento.

O método adotado foi a Análise de Agrupamento Não Hierárquico (Técnica de Partição ou Agrupamento de k-médias), recurso comumente utilizado em estudos exploratórios descritivos, de modo a permitir uma classificação das comunidades rurais do município de acordo com a mensuração do capital social, tendo sido necessária a definição do número de agrupamentos. “O método de k-médias é responsável por alocar cada um dos elementos existentes em um dos k grupos pré-definidos, objetivando minimizar a soma dos quadrados residuais dentro de cada grupo com a finalidade de aumentar a homogeneidade do mesmo” (FÁVERO *et al.*, 2009).

Consiste, portanto, em dividir um conjunto de elementos (famílias) em subconjuntos, os mais semelhantes possíveis, de modo que os elementos pertencentes a um mesmo grupo sejam similares com respeito às características que forem medidas em cada elemento. Ou seja, através de tal procedimento estatístico, os elementos são classificados em grupos restritos homogêneos internamente, com variabilidade intraclasse mínima e interclasse máxima (HAIR *et al.*, 2009).

Os grupos foram divididos com base nos valores obtidos para o ICS a partir do índice fatorial, conforme definido anteriormente. Neste trabalho, as comunidades referentes ao município como um todo foram divididas em três clusters para as comunidades rurais do município de Pentecoste e dois clusters para o conjunto de comunidades da UAVRC.

## **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

### **4.1 O Município de Pentecoste (CE)**

O município de Pentecoste possui uma área de 1.378,30 km<sup>2</sup> e a maior parte do seu relevo encontra-se na depressão sertaneja. De acordo com dados do IBGE (2010), Pentecoste possui uma população de 35.400 habitantes sendo 21.394 pertencentes à área urbana e 14.006 a área rural. Desses, 2.339 agricultores familiares fazem parte do público prioritário das

políticas territoriais do Território citado, 324 famílias são assentadas e existem 367 pescadores.

Conforme Oliveira (2009), essa configuração demográfica, em que boa parte da população ainda encontra-se na zona rural, justifica-se pelo estímulo às atividades agrícolas na região. Suportada através das águas do reservatório Pentecoste, essa atividade, em sua maioria lavouras tradicionais de subsistência, se desenvolveu ao longo dos canais do projeto de irrigação do Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (DNOCS) e das margens do açude.

Segundo dados do IPECE (2013), os moradores de Pentecoste dispõem de 45 escolas públicas e duas particulares, o que repercute em uma boa taxa de escolarização, atingindo 86,46% para o ensino fundamental e 63,86% para o ensino médio. Em relação à saúde, o município possui 24 unidades de saúde, todas públicas, onde 277 profissionais da área atuam, a taxa de mortalidade infantil encontra-se em 15,07%. Esse desenvolvimento é demonstrado pelo Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) do município que em 2000 era de 0,457 e em 2010 já se encontrava em 0,629. Com esse resultado, Pentecoste está em 82º lugar no ranking estadual (IBGE, 2010; IPECE, 2013).

#### **4.2.1 Índice de capital social (ICS) no município de Pentecoste (CE)**

Com a aplicação da análise fatorial, obteve-se uma matriz de correlação com predominância de coeficientes superiores a 0,30, indicando boa correlação entre as variáveis selecionadas no estudo, o que significa a possibilidade de aplicação da análise fatorial. Ainda como critério para aferir as intercorrelações na matriz de dados, a análise das Medidas de Adequação da Amostra revelam coeficientes superiores a 0,5. Os testes de adequabilidade da amostra revelam que os fatores encontrados se constituem em boas medidas de variabilidade dos dados originais. Com o KMO atingindo 0,680 pode-se afirmar que existe uma correlação média entre as variáveis e com o teste de esfericidade de Bartlett com nível de significância ( $p\text{-value} = 0,000$ ) pode-se rejeitar a hipótese nula, ao nível de 1%, de que a matriz de correlação é uma identidade, evidenciando, portanto, que há correlações entre as variáveis, tornando possível a aplicação da análise fatorial.

Após a rotação dos fatores pelo método varimax, o conjunto de 15 variáveis é representado por seis fatores, ou seja, com base na regra de retenção de fatores com valores maiores do que 1, foram retidos seis fatores que conseguem explicar 79,92% da variância dos dados originais, constituindo-se, portanto, em um bom nível de explicação, como explicitado

na Tabela 1 (ver apêndice). A matriz de componentes também representada na tabela 1 apresenta cargas que correlacionam as variáveis com os fatores antes da rotação, permitindo verificar qual fator melhor explica cada uma das variáveis originais (FÁVERO *et al.*, 2009).

Com a formação dos fatores, pôde-se construir e calcular o ICS de cada comunidade rural do município e através do método de agrupamento ou cluster foi possível classificá-la em três clusters. O cluster com nível mais elevado de capital social (cluster 3) é composto por quatro comunidades do município de Pentecoste (Migua Terra, Malhada, Fazenda Lagoa Velha e Jardim), revelando um alto nível baseado nas respostas das famílias entrevistadas de acordo com as dimensões e variáveis apresentadas. O cluster por completo representa apenas 9,5% das comunidades rurais estudadas, explicitando a disparidade no nível de capital social quando se considera apenas 4 comunidades com o um ICS acima de 0,696 (Tabela 2).

O cluster com nível intermediário (cluster 1) é formado por 24 comunidades (57%), demonstrando a realidade do município que apresentou um nível médio no geral (esse nível médio no geral foi determinado através da média de todos os índices calculados para as comunidades). Por fim, o cluster 2, composto por 14 comunidades (33%) é o que revela o nível mais baixo de capital social, ou seja, as comunidades pertencentes a esse grupo estão mais deficitárias no âmbito do capital social, necessitando de melhorias em todas as dimensões. A comunidade com o nível mais baixo é Coelho.

Observa-se uma forte assimetria nos níveis de capital social das comunidades rurais desse município obtendo três intervalos apresentados, sendo 0,732 o nível mais alto de capital social obtido e 0,393 o mais baixo. Como observou-se, aproximadamente 57% das famílias rurais tem um nível médio de capital social, variando entre 0,566 e 0,579. A média dos índices por comunidade é 0,567 confirmando essa afirmação (Tabela 2).

**Tabela 2** - ICS do município de Pentecoste (CE)

<b>IDS</b>	<b>Intervalo</b>	<b>Nº Comunidades</b>	<b>% das Comunidades Estudadas</b>
Alto	0,696 -- 0,732	4	9,5%
Médio	0,566  -- 0,579	24	57,2%
Baixo	0,393 -- 0,467	14	33,3%

Fonte: Resultados da Pesquisa.

De acordo com as variáveis estudadas para medir o nível de capital social, é perceptível que o município ainda tem muito que melhorar nesse âmbito, ou seja, apesar dos bons níveis em relação à segurança, problemas de diferenças e relacionamento com os vizinhos da comunidade onde residem e o bons níveis de confiança em relação aos dirigentes

da forma de organização na qual participa e os governantes locais obtidos através da pesquisa de campo é necessário evoluir principalmente na criação de formas de organizações, acesso as políticas públicas focadas no desenvolvimento e assistência técnica agrícola, como apontam nas próximas seções.

A pesquisa de campo realizada demonstra que aproximadamente 78% das famílias entrevistadas participam de algum tipo de organização, porém, essa resposta não é tão satisfatória quando se observa que demonstra que cerca de 60% das que responderam “sim” participam apenas da Associação Comunitária, 30% participam do Sindicato dos Trabalhadores Rurais e da Associação ao mesmo tempo e 8% fazem parte apenas do Sindicato. É de suma importância a integração das famílias rurais na Associação da comunidade na qual fazem parte. Ainda, 60% das famílias costumam participar ativamente das reuniões da associação e sindicato em busca de melhorias, porém não se pode negar que há uma grande deficiência em relação a formas de organizações como grupos e cooperativas, tornando visível a falta de organização produtiva do meio rural do município.

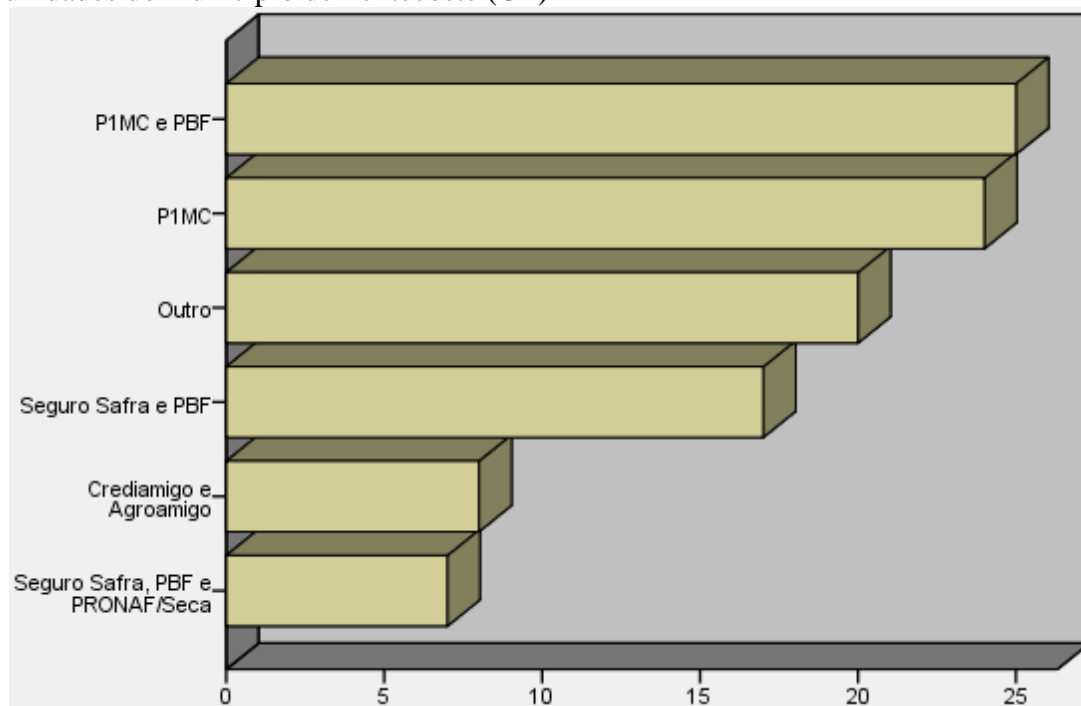
Apesar da significativa participação das famílias na Associação Comunitária e da expressiva frequência das mesmas nas reuniões a fim de solicitar melhorias para a comunidade, 51% dos entrevistados responderam que não existe interação entre os moradores a fim de solicitar ações de desenvolvimento local para o meio em que vivem talvez seja esse um dos fatores para a falta de organização e melhorias nas comunidades.

No caso das políticas ou programas existentes no município focados na geração de desenvolvimento local, 62% das famílias dos agricultores entrevistados afirmaram existir algum tipo de política ou programa na comunidade onde residem e os mesmos participam de um ou vários deles. É necessário ressaltar que essas famílias só têm conhecimento das políticas ou programas na qual fazem parte, por isso 38% responderam não existir, pois os mesmos não participam de nada e não tem conhecimento ou não se interessam pelas políticas ou programas em ação.

Conforme o Gráfico 1, as políticas ou programas mais presentes nas comunidades são o Programa 1 Milhão de Cisternas (P1MC), Programa Bolsa Família (PBF), Seguro Safra, Crediamigo, Agroamigo e PRONAF/Seca. Aproximadamente 25% dizem ter acesso ao P1MC e o PBF e 24% acessam somente o P1MC, sendo essas políticas as mais presentes nas comunidades estudadas. O P1MC organizado pela ASA Brasil surgiu como uma proposta de convivência com a seca. O mesmo propunha a construção de cisternas de placa para o armazenamento de água da chuva para consumo humano, como demonstração de que

tecnologias simples e baratas podiam ser elementos centrais de uma política de convivência com a seca (ASSIS, 2010).

**Gráfico 1** - Políticas ou programas envolvidos na geração de desenvolvimento local nas comunidades do município de Pentecoste (CE)



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Em relação ao PBF, este se constitui na maior política de assistência do Brasil e foi criado em 2004, com a finalidade de unificar a gestão e a execução das ações de transferência de renda de outros programas preexistentes: Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Auxílio-Gás. Conforme Tavares (2010), atualmente, o PBF destina cerca de R\$ 12 bilhões ao atendimento de mais de 11 milhões de famílias. O Governo Federal visa assistir famílias em situação de pobreza e extrema pobreza, compostas por crianças com idade entre zero e quinze anos e/ou gestantes. Considera-se pobre ou extremamente pobre a unidade familiar cuja renda per capita mensal seja igual ou inferior a R\$ 120,00 e R\$ 60,00, respectivamente. O benefício varia de acordo com a renda e a composição familiar (TAVARES, 2010).

Essas duas políticas são as mais conhecidas entre as famílias das comunidades entrevistadas, pois em meio à realidade de seca vivida na região semiárida do Nordeste a construção de cisternas de placas é fundamental para a sobrevivência. O PBF também tem sido fundamental para a complementação da renda desses agricultores, uma vez que no ano agrícola 2014, período da aplicação da pesquisa de campo, a maioria não conseguiu manter suas plantações nem mesmo para o consumo da família, precisando assim de uma

complementaridade da renda além de alguns auxílios necessários para cobrir custos das plantações perdidas. Já o Seguro Safra juntamente com o PBF teve aproximadamente 17% das respostas das famílias dos agricultores entrevistados. Como dito anteriormente, além do PBF para auxiliar na complementariedade da renda no período de escassez de água para a plantação e da falta de emprego, o Seguro Safra é de suma importância, pois ajuda a repor o capital perdido nas plantações não colhidas e criações mortas por falta de água e insumos.

Esse é um programa de seguro governamental criado em abril de 2002 e instituído como um benefício para garantir uma renda mínima aos agricultores familiares da região Nordeste em razão da seca e tem como gestor o MDA. Esse benefício é voltado para os agricultores familiares que perderam cerca de 60% da produção de algodão, milho, feijão e arroz (é devido a essa restrição que muitos dos entrevistados não puderam ter acesso ao seguro, pois obtiveram perdas durante o ano, mas de outros tipos de cultura) devido à ocorrência de estiagem comprovada. Os beneficiados devem possuir uma renda inferior a um salário mínimo e meio, área plantada de até dez hectares e não podem explorar área maior do que quatro módulos fiscais, independentemente do tipo de posse de terra. O agricultor com produção irrigada não pode receber o benefício que é de R\$ 600,00 por família, realizado em até seis parcelas mensais (OZAKI, 2005).

Ainda sobre o gráfico 1, percebe-se que 8% das famílias estudadas já foram beneficiadas pelo Crediamigo e/ou Agroamigo, sendo esses uma forma de microcrédito que também atende agricultores familiares. Segundo as respostas dos indivíduos estudados, o acesso ao crédito é de suma importância para a construção e/ou reforma de benfeitorias nas unidades produtivas, compra de animais, sementes, insumos e materiais para ajudar na produção. Assim, pode-se dizer que esse número é baixo e precisa melhorar, dado a significância da ajuda. Conforme Neri & Medrado (2006), o Crediamigo é um Programa de Microcrédito Produtivo e Orientado do Banco do Nordeste do Brasil (BNB), e tem por objetivo oferecer crédito de maneira rápida e com pouca burocracia para microempreendedores das áreas atendidas pelo BNB. Ele começou a operar em abril de 1998 e atualmente é o maior programa de microcrédito de um banco público no Brasil.

Após o sucesso do Crediamigo, o BNB resolveu implantar o Agroamigo voltado exclusivamente para a concessão de crédito a agricultores familiares. O crédito surgiu em 2005, e sua fonte de recursos provém do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE). O Programa tem o objetivo geral de aumentar o atendimento aos agricultores familiares de pequeno porte, inicialmente beneficiários do PRONAF B, mediante a concessão de microcrédito produtivo e orientado. Apenas 8% das famílias rurais das comunidades

estudadas em Pentecoste tem acesso a esses Programas de crédito porque grande parte não são organizadas em formas de organizações como grupos e cooperativas e é mais fácil e viável a obtenção dos empréstimos quando um grupo de pessoas se reúne a fim de investir em alguma atividade que venha a beneficiar a todos na comunidade.

Em relação aos programas de crédito verifica-se o PRONAF/Seca que juntamente com o Seguro Safra e PBF tem 7% dos acessos. O PRONAF/Seca é uma das categorias do PRONAF e foi criada em 2013 como uma forma emergencial através do BNB. O programa atendeu 2.676 famílias prejudicadas pela seca no Ceará. Os recursos foram destinados para construção de cacimbões, açudes, barragens subterrâneas, perfuração de poços, preparo de áreas no plantio de palma forrageira, capineiras, aquisição de equipamentos de irrigação para bombeamento de água até as residências de agricultores familiares, construção e recuperação de cercas, e também para compra de ração animal para os bovinos, caprinos, ovinos, suínos e aves (JORNAL DIÁRIO DO NORDESTE, 2013).

A presença do BNB com as políticas de crédito aos agricultores familiares foi de grande importância nos últimos anos em que se fez presente uma grande seca causando destruição no campo. Por fim, a respeito das políticas ou programas presentes nas comunidades do município em estudo, na categoria “outros” ficaram as marcadas por menos de 5% das famílias de agricultores familiares entrevistados. Dentre elas estão: as políticas de comercialização PAA e PNAE; Programa Sementes e Mudanças; P.H Plantar e Previdência Social.

Vale ressaltar que apesar do questionamento ter sido a respeito de políticas ou programas envolvidos na geração de desenvolvimento local na comunidade onde a família reside, a maioria dos membros das comunidades só tem acesso a políticas assistenciais, até mesmo as que ficaram abaixo de 5%, somente PAA e PNAE fazem parte da categoria perguntada. Apesar da categoria de políticas assistenciais serem de suma importância para esses agricultores ajudando-os a se reerguer em momentos de crise, elas não são geradoras de desenvolvimento. Em continuidade, são apresentadas as respostas sobre a Assistência Técnica para os indivíduos entrevistados, onde 65% afirmam obter algum tipo de assistência para a agricultura e 89% dos que responderam sim, afirmam receber assistência técnica da EMATERCE do município e 6% de ONGs locais. A EMATERCE é uma empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural do Estado do Ceará, fundada em 1954 sem fins lucrativos, vinculada à Secretaria de Desenvolvimento Agrário (SDA).



Dos entrevistados que responderam “sim”, 30% afirmaram que recebem essa assistência duas vezes por mês e 28% uma vez por mês, indicando que a assistência técnica não é um problema nas comunidades do município como um todo. Apesar de 35% ainda não terem acesso, a maioria que usufrui tem com frequência.

Assim, conforme as respostas obtidas, pôde-se considerar que o índice médio de capital social obtido anteriormente é válido dado que apesar das boas relações de confiança e relacionamento, há uma deficiência principalmente quanto ao acesso e os tipos de políticas ou programas existentes. É ainda relevante ressaltar que o município possui um Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) de 0,635, considerado baixo, ou seja, é perceptível que essa é uma área de forte pobreza rural, demandante, portanto, de políticas públicas e com uma arena propícia para implantação de projetos de desenvolvimento local.

## **5 CONCLUSÃO**

Esse trabalho buscou demonstrar o nível de capital social da agricultura em relação ao município de Pentecoste (CE). Com isso, utilizando a técnica de análise multivariada conhecida como análise fatorial construiu-se o Índice de Capital Social para as comunidades rurais desse município. Adicionalmente, buscou-se identificar e classificar as comunidades em clusters, de acordo com a mensuração do capital social dessas comunidades através da análise multivariada de agrupamento ou cluster, agrupando os índices por comunidade em categorias de ordem baixa, média e alta.

O Índice de Capital Social para ambas as realidades se mostrou como médio, confirmando aquilo que já se esperava: uma carência nos padrões de capital social dos espaços estudados, que pôde ser explicado por meio de análises de frequência de algumas questões presentes no banco de dados através das respostas obtidas na pesquisa de campo. Essas questões revelaram que há uma deficiência principalmente no âmbito das formas de organizações e na presença de instituições e políticas voltadas para o desenvolvimento das comunidades, ou seja, a maioria das políticas acessadas são de cunho assistencial e não abrangem todas as famílias.

A respeito da assistência técnica, a mesma ainda não é atuante em todas as comunidades, porém já se apresenta de maneira significativa para várias famílias e também com certa frequência, sendo a EMATERCE o órgão mais atuante. Mesmo assim, a mesma não está sendo eficaz, pois percebe-se deficiências no âmbito agrícola dessas comunidades.

Como sugestão, vê-se a necessidade da busca projetos e instituições que incentivem e apoiem a criação de novas organizações nessas comunidades como grupos e cooperativas ou a ampliação dos grupos já existentes, pois estes são de grande importância para a diversificação produtiva e geração de emprego em áreas rurais que sofrem com tais problemas. Como as Associações Comunitárias são formas positivas de organizações e têm grande número de acessos dos agricultores em todas as comunidades, ela pode ser usada como uma maneira de unir os moradores a fim de solicitar junto aos órgãos tanto a ampliação do público alvo das políticas assistencialistas como a formação de políticas ou programas voltados ao desenvolvimento, além de formação de capacitações e cursos que venham de alguma forma melhorar a dinâmica desses locais de acordo com as demandas emanadas de diagnósticos comunitários.

A respeito do problema da falta de água, que é nítido nas realidades semiáridas como a estudada, além do PIMC que se revelou de ampla base para grande parte das famílias rurais entrevistadas, é preciso a articulação de órgãos públicos que apoiem para trazer projetos de irrigação e outras propostas tecnológicas de convivência com a seca que deem um suporte maior para não haver tantas perdas produtivas em períodos de longa estiagem.

## REFERÊNCIAS

ABRAMOVAY, Ricardo. **Paradigmas do capitalismo agrário em questão**. 2ª ed. São Paulo:editora Unicamp, 1998.

\_\_\_\_\_,R.; BEDUSCHI FILHO, Luiz Carlos. **Desafios para a gestão territorial do desenvolvimento sustentável no Brasil**. In: XLI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural (SOBER). Juiz de Fora, 2003.

ALBUQUERQUE, Gilton Carlos Anísio; CÂNDIDO, Gesinaldo Ataíde. **Experiências de formação de capital social e políticas públicas de desenvolvimento territorial no Vale do Submédio São Francisco**. Disponível em: <file:///C:/Users/usuario/Downloads/17-81-1-PB.pdf> Acesso em: 20 jun. 2014.

ALBAGLI, Sarita; MACIEL, Maria Lúcia. **Capital Social e Empreendedorismo Local**. Disponível em: <<http://www.ie.ufrj.br/redesist/NTF2/NT%20SaritaMLucia.PDF>> Acesso em: 01 set. 2014.

ANDRADE, Elisabeth de Oliveira; CÂNDIDO, Gesinaldo Ataíde. **A Relação entre os Níveis de Capital Social e os Índices de Desenvolvimento Sustentável: Uma Análise Comparativa entre Municípios**. Disponível em: < <http://www.anpad.org.br/admin/pdf/APS-C370.pdf>> Acesso em: 02 ago. 2014.

ASSIS, Thiago Rodrigo de Paula. **Sociedade civil e a construção de políticas públicas na região semiárida brasileira: o caso do programa um milhão de cisternas rurais (P1MC)**. Disponível em: <file:///C:/Users/Usuario/Downloads/1189-4213-1-PB.pdf>. Acesso em: 02 fev. 2015.

BARRETO, Ricardo Candéa Sá. **Políticas públicas e o desenvolvimento rural sustentável no Estado do Ceará: estudo de caso**. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2004.

BEDUCHI FILHO, Luiz Carlos; ABRAMOVAY, Ricardo. **Desafios para o desenvolvimento das regiões rurais**. Disponível em: <[http://www.abramovay.pro.br/artigos\\_cientificos/2004/Beduschi\\_Abramovay.pdf](http://www.abramovay.pro.br/artigos_cientificos/2004/Beduschi_Abramovay.pdf)> Acesso em: 25 jun. 2014.

DIÁRIO DO NORDESTE. **Verba Emergencial do PRONAF Reduziu Impactos da Seca**. Disponível em: <<http://diariodonordeste.verdesmares.com.br/cadernos/regional/verba-emergencial-do-pronaf-reduziu-impactos-da-seca-1.799446>> Acesso em: 03 fev. 2015.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P.; SILVA, F. L. da; CHAN, B. L. **Análise de dados: Modelagem multivariada para tomada de decisões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009

Grootaert, C.; Narayan, D.; Jones, V. N.; Woolcock, M. (2003). Questionário Integrado para Medir Capital Social. Grupo Temático sobre Capital Social. Washington, D.C.; World Bank.

HAIR, F. Joseph; BLACK, William C.; BABIN, Barry J.; ANDERSON, Rolph E.; TATHAM, Ronald L. **Análise multivariada de dados**. Tradução Adonai Schlup Sant'Anna. 6. ed., Porto Alegre, Bookman, 2009.

INSTITUTO Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. Censo Agropecuário 1996 -2006. Disponível em: <[www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>. Acesso em: 22 jun de 2014.

INCRA/FAO. **Novo Retrato da Agricultura Familiar**. O Brasil redescoberto. Brasília: Projeto de Cooperação Técnica INCRA/FAO, 2000 (FAO/BRA 036).

IPECE - Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. **Perfil básico municipal 2013 de Pentecoste**. Disponível em: <[http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/perfil\\_basico/pbm-2013/Pentecoste.pdf](http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/perfil_basico/pbm-2013/Pentecoste.pdf)> Acesso em: 20 jun. 2014.

LONG, Norman. **Sociología del desarrollo: uma perspectiva centrada em el actor**. México, D. F: Centro de Investigaciones y Estudios Superiores en Antropología Social, 2007.

NERI, Marcelo Côrtes; Medrado, André Luiz. **Experimentando Microcrédito: Uma Análise de Impacto do Crediamigo no Acesso a Crédito**. Disponível em: <<http://www.cps.fgv.br/ibrecps/clippings/mc1037.pdf>>. Acesso em: 02 fev. 2015.

OLIVEIRA, Rafael Reis Alencar. **Estudo da qualidade ambiental do reservatório pentecoste por meio do índice de estado trófico modificado**. Dissertação de Mestrado PRODEMA/UFC: Fortaleza, 2009, p.140.

OZAKI, Vitor Augusto. Métodos atuariais aplicados à determinação da taxa de prêmio de contratos de seguro agrícola: um estudo de caso. 2005. Programa de Pós Graduação em Economia. ESALQ/USP: Piracicaba, 2005.

SACHS, Ignacy; LAGES, Vinicius Nobre. **Capital social e desenvolvimento: novidade para quem?** Disponível em: <<http://www.eclac.cl/prensa/noticias/comunicados/3/7903/sachsvinicius.pdf>> Acesso em: 10 mar. 2014.

TAVARES, Priscilla Albuquerque Tavares. **Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães.** Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ecos/v19n3/08.pdf>>. Acesso em: 02 fev. 2015.

ZANI, Felipe Barbosa. **Gestão social do desenvolvimento: a exclusão dos representantes dos empresários? o caso do programa territórios da cidadania norte – RJ.** 2010. Dissertação. FGV/ Escola Brasileira de Administração Pública e de Empresas: Rio de Janeiro, 2010.