

# REN Revista Econômica do Nordeste

Volume 49 | Nº 01 | Janeiro - Março de 2018

1



**REN** Revista  
Econômica  
do Nordeste



# REN Revista Econômica do Nordeste

## BANCO DO NORDESTE DO BRASIL

### Presidente:

Romildo Carneiro Rolim

### Diretores:

Antônio Rezendo Neto Júnior | Cláudio Luiz Freire Lima | José Max Araújo Bezerra | Nicola Moreira Miccione | Perpétuo Socorro Cajazeiras | Romildo Carneiro Rolim

## ESCRITÓRIO TÉCNICO DE ESTUDOS ECONÔMICOS DO NORDESTE – ETENE

### Revista Econômica do Nordeste – REN

### Editor-Chefe:

Luiz Alberto Esteves

### Editores Científicos:

Airton Saboya Valente Junior  
Elizabeth Castelo Branco (Suplente)  
Jacqueline Nogueira Cambota  
Fernando Luiz Emerenciano Viana  
Francisco Diniz Bezerra  
Leonardo Dias Lima  
Liliane Cordeiro Barroso (Suplente)  
Luciano J. F. Ximenes  
Luiz Fernando Gonçalves Viana

### Editor Executivo:

Luciano J. F. Ximenes

### Jornalista Responsável:

Maurício Lima (MTB/CE 01165 JP)

### Comitê Editorial:

Airton Saboya Valente Junior  
Elizabeth Castelo Branco (Suplente)  
Francisco Diniz Bezerra  
Francisco José Araújo Bezerra  
Jacqueline Nogueira Cambota  
Leonardo Dias Lima  
Liliane Cordeiro Barroso (Suplente)  
Luciano J. F. Ximenes  
Tibério Rômulo Romão Bernardo  
Bruno Gabai

### Secretário Executivo:

Wellington Santos Damasceno

### Revisão Vernacular:

Hermano José Pinho

### Projeto Gráfico:

Gustavo Bezerra Carvalho

### Portal:

Leonardo Dias Lima

### Conselho Editorial

Aderbal Oliveira Damasceno (PPGDE/UFU)  
Antônio Corrêa de Lacerda (PEPGE/PUC-SP)  
Antonio Henrique Pinheiro Silveira (FCE/UFBA)  
Carlos Roberto Azzoni (FEA/USP)  
Carmem Aparecida do Valle C. Feijó (UFF)  
Fábio Neves Perácio de Freitas (IE/UFRJ)  
Fabrício Carneiro Linhares (CAEN/UFCE)  
Francisco José Araújo Bezerra (BNB)  
Francisco de Sousa Ramos (Decon/UFPE)  
Frederico Gonzaga Jayme Jr (Cedeplar/UFMG)  
Guilherme Mendes Resende (IPEA)  
Henrique Tomé da Costa Mata (FCE/UFBA)  
João Nogueira Tur (Universidade de Valência/II DL)  
Joaquim Bento de S. Ferreira Filho (Esalq/USP)  
Joaquim José Martins Guilhoto (FEA/USP)  
José de Jesus de Sousa Lemos (DEA/UFCE)  
José Luís da Silva Netto Jr (UFPB)  
Ladislau Dowbor (PPGA/PUC-SP)  
Marcel Bursztyn (CDS/UNB)  
Marta dos Reis Castilho (IE/UFRJ)  
Mauro Borges Lemos (CEDEPLAR/UFMG)  
Pery Francisco Assis Shikida (UNIOESTE)  
Pierre Salama (CEPN/UP13)  
Sérgio Luiz de Medeiros Rivero (PPGE/UFPA)  
Sérgio Schneider (UFRGS)  
Tomaz Ponce Dentinho (Universidade dos Açores/GDRS-APDR)

### Responsabilidade e reprodução:

Os artigos publicados na Revista Econômica do Nordeste – REN são de inteira responsabilidade de seus autores. Os conceitos neles emitidos não representam, necessariamente, pontos de vista do Banco do Nordeste do Brasil S.A. Permite-se a reprodução parcial ou total dos artigos da REN, desde que seja mencionada a fonte.

### Endereço para correspondência

ETENE, Av. Silas Munguba, 5.700, bloco A2 térreo, Passaré, CEP: 60.743-902, Fortaleza, Ceará, Brasil. Fone: (85) 3251.5544, 3299.5544, 3299.3034. ren@bnb.gov.br

### Indexação

Dare Database – Unesco (Paris, França), Public Affairs Information Service – PAIS (New York, EUA), Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades – Clase (Coyoacan, México), Portal de Periódicos CAPEs.

**Depósito legal na Biblioteca Nacional conforme a Lei No 10.994  
de 14 de dezembro de 2004**

Revista Econômica do Nordeste, v. 49, n. 1, jan./mar., 2018 – Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2018.

v. 49: il.; 28 cm.

Trimestral

Primeiro título a partir de julho de 1969, sendo que, de julho de 1969 a janeiro de 1973, o título do periódico era Revista Econômica.

Sumários em português e inglês.

ISSN 0100-4956 (impressa)

ISSN 2357-9226 (eletrônica)

1. Economia – Desenvolvimento Regional – Brasil. I. Banco do Nordeste do Brasil, Fortaleza, CE.

CDD 330

## SUMÁRIO

---

### **DIFERENCIAL DE SALÁRIOS NO MERCADO FORMAL/INFORMAL PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS DO NORDESTE**

Wage differential in the market formal and informal to the metropolitan regions of Northeast.....9

### **INTERMEDIÇÃO FINANCEIRA E VAZAMENTO DE RECURSOS: A EXPERIÊNCIA BRASILEIRA**

Financial Intermediation and Resource Leakage: The Brazilian Experience..... 25

### **EFICIÊNCIA DOS GASTOS MUNICIPAIS EM EDUCAÇÃO NO NORDESTE BRASILEIRO**

Efficiency of Municipal Expenditure in Education in the Brazilian Northeast ..... 45

### **DETERMINANTES DAS ESCOLHAS DE TRABALHO E ESTUDO NA POPULAÇÃO INFANTIL EM PERNAMBUCO**

Determinants of work and study choices in the child population in Pernambuco ..... 63

### **RISCO NA VARIAÇÃO DE PREÇOS AGROPECUÁRIOS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA OS MERCADOS DE SOJA, MILHO E BOI GORDO EM RIO VERDE, GOIÁS**

Risk in variation of agricultural prices: empirical evidences for the soy, corn and fat boe markets in Rio Verde, Goiás ..... 83

### **OS EFEITOS DO SISTEMA FINANCEIRO NO CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS NO PERÍODO 1991-2010**

The effects of the financial system in economic growth: an analysis for the brazilian states in the period 1991-2010 ..... 99

### **MERCADO RELEVANTE E O EXERCÍCIO DO PODER DE COMPRADOR: UMA ANÁLISE NA CADEIA PRODUTIVA DE CARNE BOVINA BRASILEIRA ENTRE 2004 E 2014**

Relevant market and the exercise of buyer power: an analysis in the Brazilian beef production chain between 2004 and 2014..... 117

### **EFICIÊNCIA DOS PRODUTORES FRUTÍCOLAS EM PETROLINA: UMA ANÁLISE DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA**

Fruits producers' efficiency in Petrolina: an analysis of stochastic frontier ..... 133

### **ANÁLISE DOS TRANSBORDAMENTOS NAS EMISSÕES DE DIÓXIDO DE CARBONO: BRASIL, RÚSSIA, ÍNDIA E CHINA - BRIC**

Analysis of the overflows in the emissions of carbon dioxide: Brazil, Russia, India and China - BRIC ..... 149

### **OS EFEITOS DO PROGRAMA “UMA TERRA E DUAS ÁGUAS (P1+2)” SOBRE A QUALIDADE DE VIDA DO PEQUENO PRODUTOR RURAL DO SEMIÁRIDO NORDESTINO**

The effects of the Program “Uma Terra e Duas Águas (P1 + 2)” on the quality of life of the northwest semiarid rural producer ..... 165



---

## EDITORIAL

---

Prezados leitores,

Nesta edição de abertura de 2018, destacamos os temas “emprego” e “endividamento federativo” recorrentes em edições anteriores, diante da conjuntura econômica e política do País se revertem numa preocupação de diversas proporções e consequências. Mais especificamente, assuntos correlatos entre emprego e educação, emprego e saúde, emprego e violência, da informalidade enfim. Contudo, com relação ao nível de endividamento, como nível de pendência de recursos da União, a situação é bem distinta entre os estados da federação.

De acordo com estudos do ETENE/Banco do Nordeste<sup>1</sup>, a região reduziu mais de 6 mil postos de trabalho em janeiro de 2018, 167.012 admitidos e 173.047 desligados. Das nove Unidades Federativas da Região, apenas Ceará e Bahia apresentaram saldo positivo na movimentação dos trabalhadores com carteira assinada, que juntas, proporcionaram 7.200 novos postos de trabalho, na mesma base de comparação.

Bahia (+5.547 postos) e Ceará (+1.653 postos) finalizaram janeiro de 2018 com saldo positivo. Com a geração de 5.547 postos de trabalho, Bahia foi o Estado que mais gerou empregos na Região e o oitavo no País em janeiro de 2018. A principal atividade econômica responsável pelo desempenho do mercado de trabalho formal foi o Comércio (+3.685), enquanto que a Indústria de Transformação foi a atividade que mais eliminou vagas, 770 postos de trabalho. No Ceará o destaque na geração de emprego foi a Indústria de Transformação (+4.252, especialmente a Indústria de calçados). Ao contrário da Bahia, o Comércio foi o mais afetado (-2.383).

Por outro lado, verificou-se expressiva diferença entre os estados brasileiros no que se refere ao cenário financeiro ao final de 2017. As regiões de menor desenvolvimento, especialmente Norte (0,28), além de Nordeste (0,52) e Centro-Oeste (0,55) seguem com os menores Grau de Endividamento - GRE. Por outro lado, Sul (1,06) e Sudeste (1,86), de maior nível de desenvolvimento, possuem endividamentos mais elevados. Registre-se ainda que somente quatro unidades federativas, ou seja, São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Rio Grande do Sul, concentram 81,2% do total da dívida dos estados brasileiros. Em termos de receitas, por sua vez, referidos estados detêm 49,0% do total das unidades federativas<sup>2</sup>.

Boa leitura!

- 
- 1 SARAIVA-LEÃO (2018). DEE - Diário Econômico ETENE. Fortaleza: Banco do Nordeste. Disponível em: [https://www.bnb.gov.br/documents/1342439/2998609/038\\_16\\_03\\_2018.pdf/c0ad0a65-57ea-467e-ce2d-598e0e529fda](https://www.bnb.gov.br/documents/1342439/2998609/038_16_03_2018.pdf/c0ad0a65-57ea-467e-ce2d-598e0e529fda). Acesso em: 21/03/2018.
  - 2 VIDAL (2018). DEE - Diário Econômico ETENE. Fortaleza: Banco do Nordeste. Quatro estados concentram substancial parcela da dívida consolidada. Bahia e Ceará aumentaram o nível de emprego em janeiro de 2018. Disponível em: [https://www.bnb.gov.br/documents/1342439/2998609/039\\_20\\_03\\_2018.pdf/c9bb4653-0da9-a4da-e883-27e15993af83](https://www.bnb.gov.br/documents/1342439/2998609/039_20_03_2018.pdf/c9bb4653-0da9-a4da-e883-27e15993af83)

Dear Readers,

In this first edition of 2018, we highlight the recurrent themes of “employment” and “federative indebtedness” in recent editions, in view of the country’s economic and political situation, which reverts to a concern of various proportions and consequences. More specifically, related issues between employment and education, employment and health, employment and violence, informality finally. However, with regard to the level of indebtedness, as a level of pending resources of the Union, the situation is quite different between the states of the federation.

According to studies by ETENE / Banco do Nordeste, the region reduced more than 6 thousand jobs in January 2018, 167,012 admitted and 173,047 disconnected. Of the nine Federative Units of the Region, only Ceará and Bahia had a positive balance in the movement of workers with a formal contract, which together provided 7,200 new jobs, on the same basis of comparison.

Bahia (+5.547 posts) and Ceará (+1.653 posts) ended January 2018 with a positive balance. With the generation of 5,547 jobs, Bahia was the state that generated more jobs in the Region and the eighth in the country in January 2018. The main economic activity responsible for the performance of the formal labor market was Commerce (+3,685), while the Manufacturing Industry was the activity that eliminated most of the vacancies, 770 jobs. In Ceará the highlight in the generation of employment was the Manufacturing Industry (+4,252, especially the Footwear Industry). Unlike Bahia, Commerce was the most affected (-2,383).

However, there is a significant difference between the Brazilian states in the financial scenario. The regions of lower development, especially North (0.28), in addition to Northeast (0.52) and Midwest (0.55), have the lowest Indebtedness Level – GRE being the Portuguese acronym. On the other hand, the South (1.06) and the Southeast (1.86), with a higher level of development, have higher indebtedness level. It should be noted that only four federal units, namely São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais and Rio Grande do Sul, account for 81.2% of the total debt of the Brazilian states. In terms of revenues, these states in turn hold 49.0% of the total federal units.

Good reading!



## DIFERENCIAL DE SALÁRIOS NO MERCADO FORMAL/INFORMAL PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS DO NORDESTE

### Wage differential in the market formal and informal to the metropolitan regions of Northeast

#### Leandro Batista Duarte

Economista. Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (PIMES/UFPE). Avenida dos Economistas, s/n, Centro de Ciências Sociais Aplicadas/UFPE, Cidade Universitária, Pernambuco, Brasil. CEP: 50740-580. leandro.duarte1@hotmail.com

#### Jader Fernandes Cirino

Economista. Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professor Adjunto do Departamento de Economia da UFV. Av. Peter Henry Rolfs, s/n - Campus Universitário. CEP: 36.570-000, Viçosa, MG, Brasil. jader.cirino@ufv.br

#### Ana Beatriz Pereira Sette

Economista. Mestranda em Economia Rural pela UFV. anabeatriz.sette@gmail.com

---

**Resumo:** O crescimento da informalidade no cenário brasileiro tem sido de grande relevância ao longo das últimas décadas, dessa forma, o presente artigo teve como objetivo analisar a diferença de rendimento entre trabalhadores formais e informais nas Regiões Metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza. Na metodologia, foi utilizada a equação minceriana estimada pelo método de regressão quantílica, apresentado originalmente por Koenker e Basset (1978). Quanto ao modelo de regressão quantílica, os resultados obtidos, particularmente para a educação, apresentaram indícios da ocorrência de segmentação em termos de retornos aos atributos produtivos. Apesar dos trabalhadores informais apresentarem retornos ao capital humano semelhante aos trabalhadores formais na base da distribuição de rendimentos, chegando a alguns casos a ter relativamente mais vantagens.

**Palavras-chave:** Mercado; Discriminação; Nordeste.

**Abstract:** The growth of informality in the Brazilian scene has been of great importance over the last decades, this way, this article aims to analyze the yield difference between formal and informal workers in the metropolitan areas of Salvador, Recife and Fortaleza. The methodology was used to mincerian equation estimated by quantile regression method, originally presented by Koenker and Basset (1978). As for the model of quantile regression, the results obtained, particularly for education, presented the occurrence of segmentation indications in terms of returns to productive attributes. Although informal workers submit returns to human capital similar to formal workers at the bottom of the income distribution, reaching some cases to have relatively more advantages.

**Keywords:** Market; Discrimination; Northeast.

## 1 INTRODUÇÃO

A informalidade no mercado de trabalho é um tema que gera debates em diferentes países e contextos, em grande parte devido à ausência de consenso tanto no que se refere à definição do termo quanto dos seus reflexos sobre o mercado de trabalho. Tampouco há um consenso sobre os determinantes do diferencial de rendimentos entre trabalhadores formais e informais.

O crescimento da informalidade no cenário brasileiro tem sido de grande relevância ao longo das últimas décadas. Conforme dados apresentados por Sabadini e Nakatani (2002), o grau de informalidade, que era de 36,6% em 1986, aumentou para 37,6% em 1990, e 50,8% em 2000. Da chamada ‘década perdida’, caracterizada por baixas taxas de crescimento econômico e pela transferência de recursos para o pagamento dos serviços da dívida externa, passaram à denominada ‘década perversa’, nos anos 1990, que marcou o retorno do país ao acesso ao crédito financeiro internacional e a adoção das políticas liberalizantes exigidas pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). As consequências dessas medidas, no que tange ao ajuste no mercado de trabalho brasileiro, geraram o aumento nas taxas de desemprego e de informalidade, associados à precarização das condições de vida e de trabalho.

Dados apresentados por Leone (2010) mostram que em 2008, dos 92,3 milhões de trabalhadores ocupados, 15,9 milhões eram trabalhadores sem carteira, 4,9 milhões eram trabalhadores domésticos sem registro, e outros 18,7 milhões constituíram a parcela dos trabalhadores por conta própria. A soma desses indivíduos respondia por 42,8% da ocupação naquele ano e, se for acrescentado à soma os 12,9 milhões de indivíduos que se distribuem entre empregadores, trabalhadores para consumo próprio e autoconstrução, e ainda trabalhadores não remunerados, chega-se à verificação de que 56,77% de toda a força de trabalho não possuía contrato formal de trabalho.

No que diz respeito aos conceitos de informalidade, as diversas definições podem levar a resultados substancialmente diferentes, dificultando uma comparação entre pesquisas. Uma classificação tradicional na literatura brasileira enquadra como trabalhadores informais, aqueles que não possuem carteira de trabalho assinada, tal como o trabalho de Fernandes (1996), Carneiro e Henley (2001),

Pianto e Pianto (2002) e Menezes-Filho, Mendes e Almeida (2004). Estudos recentes, como os de Dalberto (2014), Cirino e Dalberto (2014) estabelecem como conceito de trabalhador informal aquele que não contribui para o Instituto Nacional do Seguro Social.

No presente estudo utiliza-se o conceito para informalidade proposto por Machado, Oliveira e Antigo (2008) o qual combina a definição de regulação do trabalho, ou seja, carteira assinada como característica de formalidade e sem carteira assinada como informalidade, e a definição de subordinação. Essa última, apresentada originalmente por OIT (1972) apud Cacciamali (2000), entende que o setor informal englobaria aquelas atividades não incorporadas pela atividade capitalista, dado que a lucratividade daquelas não seria compatível com as exigências mínimas dessa última. Dessa forma, a informalidade englobaria a pequena unidade de produção onde não ocorre a separação entre os proprietários dos meios de produção e o processo de trabalho.

Portanto, combinando as duas definições anteriores, estabeleceu-se como informal os trabalhadores que se auto declararam conta própria, exceto as ocupações de profissionais liberais, e os empregados sem carteira assinada. Por outro lado, o setor formal ficou constituído pelos empregados assalariados com carteira assinada (domésticos ou não), funcionários públicos e militares, empregadores e profissionais liberais.

Estabelecida à definição de informalidade adotada no estudo, surge à questão do diferencial de salários entre o mercado de trabalho formal e informal, por meio do qual é possível verificar a ocorrência, ou não, de segmentação entre esses mercados.

À vista disso, diante da não existência de um consenso sobre a existência de segmentação em termos de diferenças de rendimento entre os setores formais e informais para o contexto brasileiro, assim como a carência de trabalhos dessa natureza de caráter regional, propõe-se a análise de tal aspecto para o mercado de trabalho da Região Metropolitana de Salvador (RMS), Região Metropolitana de Recife (RMR) e Região Metropolitana de Fortaleza (RMF). Além do mais, não há estudos específicos do mercado de trabalho dessas RM's que utilizaram o conceito de trabalhador informal adotado neste estudo.

A escolha da análise geográfica deveu-se à importância das três maiores Regiões Metropolita-

nas para a economia do Nordeste, e assim poder compará-las, uma vez que apresentam algumas diferenças no mercado de trabalho e dinamismo econômico. Além do mais, possuem uma população bastante significativa, sendo que segundo o IBGE (2015), a RMS apresentou 3,9 milhões de habitantes, a RMR com 3,88 milhões e RMF com 3,8 milhões no ano de 2013.

Dessa forma, o presente trabalho tem como foco de estudo o diferencial de rendimento entre os setores formal e informal no mercado de trabalho das RM's do Nordeste para os diferentes quantis da distribuição de tal variável. Para tanto, foram utilizados os dados da PNAD de 2013 e os métodos de regressão quantílica desenvolvido por Koenker e Bassett (1978).

Visto que a informalidade constitui parcela considerável do mercado de trabalho das RM's do Nordeste, a compreensão sobre a possível segmentação em termos de rendimento entre os setores formal e informal torna-se objeto de relevância. Se realmente ocorre a diferenciação salarial entre os setores, então políticas que amenizem ou eliminem tais diferenças são bem vindas, sobretudo pela redução de possíveis barreiras à formalidade, permitindo maior acesso a postos de trabalho mais seguros.

O artigo está estruturado da seguinte forma: na introdução, apresentam-se a justificativa e o objetivo. Em seguida, é mostrada a diferenciação quanto à definição do trabalhador formal e informal. Na terceira seção, descrevem-se o enquadramento metodológico. Na sequência é feita uma caracterização socioeconômica das três regiões metropolitanas e discutidos os resultados da análise dos dados. Finalmente, nas considerações finais são apresentadas as conclusões advindas desta pesquisa e tecidas recomendações para trabalhos futuros.

## 2 DIFERENCIAÇÃO DO TRABALHADOR FORMAL DO INFORMAL

O primeiro conceito foi elaborado em um dos estudos que abordou o termo informalidade, desenvolvido no Quênia no início dos anos de 1970, realizado no âmbito de um programa de estudos de iniciativa da OIT (Organização Internacional do Trabalho), no final dos anos de 1960, denominado Programa Mundial de Emprego. Este trabalho assumia que a informalidade decorria do excedente de mão de obra produzido pelo elevado crescimen-

to da população. Com isso, começou a se estabelecer um processo de migração das populações das áreas rurais para as áreas urbanas gerando um excesso de oferta de mão de obra sobre a demanda dos setores modernos da economia. Como não restava alternativa de emprego de qualidade e ainda, sem aparatos institucionais que garantissem uma renda mínima, essa mão de obra excedente não teria alternativa de sobrevivência senão se inserir em atividades de baixa produtividade, fora da relação assalariada e sem proteção social (FILGUEIRAS; DRUCK; AMARAL, 2004).

Todavia esta definição recebeu algumas críticas, por não obedecer a nenhum rigor ou homogeneidade e, por isso, não se consolidou na literatura. Na busca de superação das dificuldades teóricas e na busca de um conceito possível de ser operacionalizado e mensurado, o termo informalidade foi, a partir da metade da década de 1970, relacionado com o trabalhador e com os meios de produção. Nesse contexto, a Organização Internacional do Trabalho (OIT) utiliza o termo “setor informal” pela primeira vez em 1972, para definir aqueles trabalhadores mais desprovidos de recursos, em situações de trabalho não reconhecidas, protegidas ou reguladas pelas autoridades públicas (OIT, 1972).

Segundo Filgueiras, Druck e Amaral (2004), o conceito utilizado pela OIT (1972) assume que a informalidade pode ser definida como um conjunto de atividades e formas de produção não tipicamente capitalistas, caracterizadas, em especial, por não terem na busca do lucro, seu objetivo central. Além disso, nessas atividades não há uma distinção nítida entre capital e trabalho, ou seja, o produtor direto, de posse dos meios de produção, executa e administra a atividade econômica, com apoio da mão de obra familiar e/ou alguns ajudantes.

Outro conceito foi elaborado no final dos anos de 1970, a partir da realidade dos países capitalistas centrais. O setor informal passou a estar associado ao termo de atividades ilegais e/ou ilícitas, não regulamentadas, com relação às normas e regras instituídas pela sociedade, constituindo dessa forma, mais um delineamento jurídico do que econômico, mas aderente à realidade dos países desenvolvidos (FILGUEIRAS; DRUCK; AMARAL, 2004).

Finalmente, pode-se considerar o conceito de informalidade a partir da junção dos dois critérios: formas de produção não tipicamente capitalistas e/

ou ilegalidade. Diante disso, a informalidade englobaria tanto as atividades e formas de produção não tipicamente capitalistas, sejam elas legais ou ilegais, quanto às relações de trabalho não registradas, mesmo que tipicamente capitalistas, ou seja, assalariados sem carteira assinada (FILGUEIRAS; DRUCK; AMARAL, 2004).

De acordo com Ulyseia (2006), a literatura econômica, no que diz respeito à informalidade no mercado de trabalho brasileiro, começou a ganhar corpo a partir do final dos anos de 1980 e início dos anos de 1990. Sabe-se que, nesse período, do ponto de vista macroeconômico, a abertura comercial e a estabilização dos preços apresentaram reflexos diretos no desempenho do mercado de trabalho nacional (CAMARGO, 1998 apud OLIVEIRA, 2009).

No Brasil, esse problema foi em grande parte minimizado pelo fato de a legislação exigir que todos os trabalhadores assalariados possuam uma carteira de trabalho assinada, o que fez com que a definição de informalidade ficasse amplamente associada à posse ou não da mesma. Embora, em diversos trabalhos o setor informal é definido como a soma dos trabalhadores sem carteira e conta própria, ou mesmo como o conjunto de trabalhadores que não contribui para a previdência social. (ULYSSEA, 2006).

Ainda se tratando sobre o setor informal, pode-se completar que a partir dessa abordagem surgiu a rotulação que todo trabalhador que não possuísse também o acesso à proteção social como as férias, décimo terceiro, Fundo de Garantia por Tempo de Serviço – FGTS, seguro-desemprego, aposentadoria, dentre outras características, seria considerado informal (ULYSSEA, 2007).

Um aspecto de relevância diz respeito à estratégia ocupacional, ou seja, a inserção do indivíduo no mercado de trabalho formal ou informal. A dualidade entre a decisão voluntária do indivíduo entre trabalhar na informalidade *versus* trabalhar nesta condição pela impossibilidade de se adentrar no setor formal, devido à escassez de postos formais e/ou incompatibilidade de atributos requeridos para o mesmo. As proteções formais do setor formal poderiam ser compensadas no setor informal por uma maior flexibilidade nos horários de trabalho, o fato de não ter um chefe e até mesmo um nível maior de rendimento. (MACHADO; OLIVEIRA; ANTIGO, 2008).

Como visto acima, o conceito de trabalho informal é complexo, e apesar das diversas mudanças quanto as suas definições, manteve-se a mesma ideia de que os trabalhadores informais são àqueles em condições mais desvantajosas em relação aos trabalhadores do mercado formal. Quanto a este, caracteriza por ser um mercado onde ocorrem salários relativamente elevados, seguridade social, pensões, férias e seguridade do emprego, de acordo com a legislação (ALMEIDA; ALVES; GRAHAM, 1995).

Machado, Oliveira e Antigo (2008) combinam a definição de regulação do trabalho, ou seja, carteira assinada como característica de formalidade e sem carteira assinada como informalidade, e a definição de subordinação. Essa última, apresentada originalmente por OIT (1972) entende que o setor informal englobaria aquelas atividades não incorporadas pela atividade capitalista, dado que a lucratividade daquelas não seria compatível com as exigências mínimas dessa última.

Dessa forma, as autoras, estabelecem como informal os trabalhadores que se auto declaram conta própria, exceto as ocupações de profissionais liberais, e os empregados sem carteira assinada. De acordo com essa categorização, o setor formal seria constituído pelos empregados assalariados com carteira (doméstico ou não), funcionários públicos e militares, empregadores e profissionais liberais. Se fosse utilizado o conceito atrelado à concepção de subordinação, o setor informal seria constituído apenas pelos trabalhadores por conta própria. Já o setor formal seria constituído pelos ocupados assalariados (doméstico ou não), empregadores, profissionais liberais e funcionários públicos e militares.

### 3 METODOLOGIA

As equações mincerianas do presente trabalho foram estimadas utilizando o método de regressão quantílica, apresentado originalmente por Koenker e Basset (1978). A opção por tal metodologia ocorreu devido ao interesse de analisar o impacto dos regressores em diversos pontos da distribuição do regressando – rendimento do trabalho no presente estudo – e não apenas em um ponto médio desse último, como fornecido pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Formalmente, um modelo

geral de regressão quantílica para os rendimentos pode ser representado por:

$$\ln w_i = x_i \beta_\theta + \varepsilon_{\theta i}; \quad (1)$$

com  $\text{Quant}_\theta(\ln w_i | x_i) = x_i \beta_\theta$

Em que  $\ln w_i$  é o logaritmo natural do rendimento/hora do indivíduo,  $x_i$  é um vetor de variáveis explicativas e  $\beta_\theta$  é um vetor de parâmetros a ser estimado.  $\text{Quant}_\theta(\ln w_i | x_i) = x_i \beta_\theta$  denota o quantil condicional de  $\ln w_i$  dado  $x_i$ , onde  $\theta \in (0,1)$  é definida como sendo a solução do seguinte problema de minimização:

$$\min_B \left\{ \sum_{i:\ln w_i \geq x_i \beta} \theta |\ln w_i - x_i \beta| + \sum_{i:\ln w_i < x_i \beta} (1-\theta) |\ln w_i - x_i \beta| \right\} \quad (2)$$

que é o mesmo que minimizar:

$$\min_B \left\{ \sum \rho_\theta(\ln w_i - x_i \beta) \right\} \quad (3)$$

em que  $\rho$  é uma check function definida por:

$$\rho_\theta(\xi) = \begin{cases} \theta \xi & \text{para } \xi \geq 0 \\ (1 - \theta) \xi & \text{para } \xi \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

Em que a função  $\rho_\theta$  multiplica os resíduos por  $\theta$  se eles forem não-negativos, e por  $(1 - \theta)$  caso contrário, para que, desta forma, sejam tratados assimetricamente. Assim, o  $\theta$  pode ser obtido para os diversos quantis ao longo da distribuição.

De modo a verificar se os coeficientes estimados de fato diferem entre os quantis, justificando assim o uso do modelo de regressão quantílica, são aplicados testes de Wald para os parâmetros de todos os quantis de cada variável.

Dado o objetivo de estimar as diferenças nos retornos em termos de rendimentos para os atributos dos trabalhadores formais e informais, para diferentes níveis da distribuição de tal variável, o presente trabalho utilizou o seguinte modelo:

$$\ln w_i = \beta_0^\theta + \beta_1^\theta E_{2i} + \beta_2^\theta E_{3i} + \beta_3^\theta E_{4i} + \beta_4^\theta E_{5i} + \beta_5^\theta Ida_i + \beta_6^\theta Ida_i^2 + \beta_7^\theta R_{1i} + \beta_8^\theta R_{2i} + \beta_9^\theta S_{1i} + \beta_{10}^\theta S_{2i} + \beta_{11}^\theta S_{3i} + \beta_{12}^\theta S_{4i} + \varepsilon_{\theta i} \quad (5)$$

Em que  $\beta_i^\theta$  são os parâmetros estimados para o quantil  $\theta$  (10, 50, 90)<sup>1</sup> da variável dependente,

que nesse caso é o logaritmo dos rendimentos do trabalho,  $\ln w_i$ ;  $E_k$  ( $k = 2, \dots, 5$ ) são variáveis discretas que indicam a escolaridade do trabalhador, em anos de estudo, com o grupo base formado por trabalhadores com 0 a 3 anos de estudo,  $E_2, E_3, E_4$  e  $E_5$ , respectivamente, por trabalhadores com 4 a 7, 8 a 10, 11 e mais de 11 anos de estudo;  $Ida$  representando a idade do trabalhador como *proxy* da experiência;  $R_m$  ( $m= 1, 2$ ) são variáveis *dummies* que indicam a raça do trabalhador, com o grupo base sendo formado por brancos,  $R_1$  assumindo o valor 1 para negros e 0, caso contrário, e  $R_2$  assumindo o valor 1 para pardos e zero, caso contrário;  $S_k$  ( $k = 1, \dots, 4$ ) são variáveis *dummies* que indicam o setor de atividade do trabalhador, sendo o grupo base formado pela indústria,  $S_1$  representando construção,  $S_2$  o comércio,  $S_3$  a administração pública e  $S_4$  os serviços; e  $\varepsilon_{\theta i}$  representa os resíduos da regressão.

As variáveis relacionadas às características dos indivíduos e de suas localidades, que não dizem respeito diretamente ao capital humano, foram incluídas seguindo a sugestão de Borjas e Mincer (1976). Diversos outros trabalhos seguem a mesma linha, como Pianto e Pianto (2002), Carneiro e Henley (2001), Machado, Oliveira e Antigo (2008) e Cirino e Lima (2012).

É importante destacar que a equação (5) foi estimada separadamente para trabalhadores formais e informais do sexo masculino entre 24 e 65 anos de idade nas Regiões Metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza com o objetivo de se obter comparações nos retornos dos rendimentos às variáveis do modelo ao longo dos quantis de sua distribuição. Além disso, destaca-se que a estimativa foi feita utilizando o *software Stata 12* incorporando os pesos amostrais dos indivíduos disponíveis nos microdados da PNAD 2013.

A escolha de tal faixa etária se deu de modo a excluir do recorte os trabalhadores jovens e os possíveis aposentados não inseridos no mercado. Quanto à escolha em analisar o mercado de trabalho para o sexo masculino se deve as possíveis distorções causadas pela discriminação de gênero e pelo problema de seletividade amostral. Sobre este último, como a quase totalidade dos homens está no mercado de trabalho, este problema é irrelevante quando se estima a equação de rendimentos para trabalhadores (DALBERTO, 2014).

1 Foram escolhidos tais quantis com o intuito de observar o rendimento

nos extremos e no meio da distribuição de rendimentos.

## 4 CARACTERIZAÇÃO SOCIOECONÔMICA DAS TRÊS MAIORES REGIÕES METROPOLITANA DO NORDESTE

### 4.1 Região Metropolitana de Salvador<sup>2</sup>

A Região Metropolitana de Salvador ocupa uma área de 4.375,123 km<sup>2</sup>, inserida no bioma de mata atlântica e abriga uma população de 3.574.804 habitantes (IBGE, 2010) correspondente a 25,5% da população do Estado da Bahia. É composta por 13 municípios: Camaçari, Candeias, Dias d'Ávila, Itaparica, Lauro de Freitas, Madre de Deus, Mata de São João, Pojuca, Salvador, São Francisco do Conde, São Sebastião do Passé, Simões Filho e Vera Cruz (IBGE, 2015).

A dinâmica populacional entre 2000 e 2010 da região se expressa pelo significativo crescimento na maior parte dos municípios, com destaque para Camaçari (50, 23%), Dias D'Ávila (46,56%) e Madre de Deus (44,37%). Dentre os 13 municípios integrantes da RMS apresentaram taxas de crescimento inferiores a 10% apenas os municípios de Salvador 9,52%, São Sebastião do Passé (5,49%), Candeias (8,30%), Itaparica (9,40%). O incremento de população da RMS no referido período foi de 453.670 habitantes (IPEA, 2013).

Os municípios integrantes da RMS apresentam elevadas taxas de urbanização, que variam de 73% (Mata de São João) a 100% (Salvador e Itaparica) apresentando inclusive, processos avançados de conurbação. (SEDUR, 2010).

Os indicadores gerais do mercado de trabalho na Região Metropolitana de Salvador, avaliados a partir da PED, sinalizam a queda significativa da taxa de desemprego na região após 2005, que saiu de 24,4% para 17,7%, entre 2005 e 2012, tendo chegado a ser de 15,3%, em 2011. Esta movimentação pode ser explicada tanto pelo aumento acelerado da ocupação que, no caso, é constante desde o início da década, bem como do aumento do contingente dos inativos, ou seja, pessoas que estão fora do mercado de trabalho. Não é possível afirmar com clareza os determinantes deste fenômeno, mas há, entre eles, provavelmente a influência da melhora de percepção acerca das condições do mercado de trabalho (tanto de aumento de oportu-

nidades de emprego bem como de rendimentos), que influencia decisões familiares de manter algum membro fora do mercado. Neste particular, reforçam estes indicativos, além da redução do desemprego, a elevação do trabalho assalariado, em particular com carteira assinada (DIEESE, 2013).

A RMS representa um dos seis mais importantes mercados regionais do Brasil, além de ser responsável por 48% do PIB Estadual (IBGE, 2010). Salvador e sua Região Metropolitana apresentaram, nas últimas décadas, taxas de crescimento do PIB superiores às verificadas nas duas principais metrópoles do país – São Paulo e Rio de Janeiro. Os principais vetores do dinamismo dessa Região são os serviços, a indústria automobilística e a petroquímica. No Litoral Norte do Estado, a atividade turística se torna cada vez mais expressiva, e constitui grande vetor da dinâmica urbana da região. Ainda como importantes elementos impulsionadores da dinâmica metropolitana têm-se os grandes empreendimentos e investimentos, previstos e em andamento, na Região Metropolitana de Salvador, com destaque para os de natureza logística e industrial.

### 4.2 Região Metropolitana do Recife<sup>3</sup>

A Região Metropolitana do Recife compreende 14 municípios: Jaboatão dos Guararapes, Olinda, Paulista, Igarassu, Abreu e Lima, Camaragibe, Cabo de Santo Agostinho, São Lourenço da Mata, Araçoiaba, Ilha de Itamaracá, Ipojuca, Moreno, Itapissuma e Recife.

A Região Metropolitana do Recife tem uma economia diversificada, englobando desde a indústria, o comércio, serviços, turismo e agricultura. É a região de maior concentração de renda do Estado e os seus municípios geram, juntos, metade de toda a riqueza produzida em Pernambuco. Tem uma área de 2.766 km<sup>2</sup> (2,82% do Estado de Pernambuco) e é formada por 14 municípios onde vivem 3.690.547 habitantes, sendo que 3.589.176 desses habitantes estão na zona urbana e apenas 101.371 na zona rural (IBGE, 2015).

O município do Recife é o núcleo básico da RM, concentrando a malha urbana metropolitana e as principais atividades produtivas e de serviços. Com uma população estimada de 1,53 milhões de habitantes (2013) e uma área de 217 Km<sup>2</sup>, o município é respon-

<sup>2</sup> Essa caracterização foi elaborada com base nas referências: IBGE (2015); IPEA (2013); SEDUR (2010); DIEESE (2013)

<sup>3</sup> Essa caracterização foi elaborada com base nas referências: IBGE (2015); IPEA (2013); Secretaria de Desenvolvimento e Planejamento Urbano do Estado de Pernambuco.

sável por 41% da população e 49% do PIB da RMR (31,5% do PIB do Estado de Pernambuco), formando um aglomerado econômico de grande densidade e liderança regional (PERNAMBUCO, 2014).

O Recife se destaca como o maior polo de serviços modernos do Nordeste, setor que congrega áreas responsáveis pela circulação de ideias, pessoas e mercadorias, com destaque no conhecimento científico e inovação. A posição de vanguarda é o resultado da organização dos empreendimentos de Tecnologia da Informação e Comunicação (TIC) e Economia Criativa no Porto Digital; dos Polos Médico e Gastronômico, considerados, respectivamente, o segundo e o terceiro maiores do Brasil. O município possui importante papel no apoio aos empreendimentos estruturadores existentes e em implantação no estado.

Com tudo isso, a cidade possui segundo dados do IBGE/2010, o 14º maior Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil, com R\$ 30,03 bilhões, o que corresponde a 31,5% do estadual e a 49% da Região Metropolitana do Recife. O valor supera o dos estados de Alagoas (R\$ 24,57 bilhões), Sergipe (R\$ 23,93 bilhões) e Piauí (22,06 bilhões, mas é inferior ao das capitais Manaus (48,59 bilhões), Fortaleza (R\$ 37,10 bilhões) e Salvador (R\$ 36,74 bilhões). O incremento no valor do PIB nos últimos cinco anos foi de 64%. O PIB per capita do Recife, valor que representa a distribuição dessa riqueza pela quantidade de habitantes existentes, é de R\$ 19.540,00, resultado do crescimento de 61% desde 2006 (R\$12.091,00).

A economia do Recife é a 3ª maior do Nordeste, depois de Salvador e Fortaleza (IBGE, 2010). Nos últimos sete anos, o município contou com um incremento de R\$ 17 bilhões em termos reais no Produto Interno Bruto (PIB), passando de R\$ 13,10 bilhões, em 2003, para R\$ 30,03 bilhões, em 2010. Esse crescimento acompanhou o movimento do PIB da Região Metropolitana do Recife (RMR), que chegou a R\$ 61,4 bilhões, em 2010, e de Pernambuco, com R\$ 95,1 bilhões no mesmo ano.

### 4.3 Região Metropolitana de Fortaleza<sup>4</sup>

A Região Metropolitana de Fortaleza é formada por 15 municípios: Aquiraz, Cascavel, Caucaia, Chorozinho, Eusébio, Fortaleza, Guaiúba, Hori-

zonte, Itaitinga, Maracanaú, Maranguape, Pacajus, Pacatuba, Pindoretama e São Gonçalo do Amarante (IBGE, 2015).

Constituindo-se num importante aglomerado demográfico, o qual é responsável por grande expressão política e econômica. O segmento industrial é bem diversificado e está em constante processo de expansão. A Região Metropolitana de Fortaleza é o local com a maior concentração de indústrias no Ceará. O couro é uma matéria prima fundamental para a indústria cearense, a produção ligada a ele é o principal ramo de atividade industrial do estado. A produção de calçados é responsável por 27% das exportações do Ceará. Outros setores importantes são o polo têxtil e de confecções de Fortaleza (capital) e do interior, vestuário, alimentício, químico e siderúrgico.

A pecuária é extremamente prejudicada pelas condições climáticas do Sertão. Essa atividade econômica baseia-se nos rebanhos bovinos, caprinos e suínos. A mineração é praticada através da extração de ferro, argila, magnésio, granito, petróleo, gás natural, urânio. Nas regiões litorâneas ocorre à extração de sal. O turismo é uma atividade de fundamental importância para a economia estadual. Essa atividade tem atraído redes internacionais de hotéis e empresas de serviço e comércio. O Ceará recebe mais de 2 milhões de turistas anualmente.

Os levantamentos de 2008, 2009 e 2010 ratificam que a atividade comercial se expandiu no país, reforçando sua importância para as economias estaduais, muito particularmente na economia do Estado do Ceará. Eles também revelam que o comércio cearense ocupa a terceira posição dentre os estados do Nordeste, atrás apenas da Bahia e de Pernambuco. No Ceará, o comércio varejista é o principal segmento, posto que gerou 67,4% dos salários, retiradas e outras remunerações (R\$ 1,6 bilhão), foi responsável por 78,3% do pessoal ocupado em empresas comerciais no estado (206,8 mil) e por metade da receita bruta de revenda de mercadorias (R\$ 25,4 bilhões), no ano de 2010 (COSTA, 2013).

No Estado do Ceará, o número de unidades locais com receita de revenda alcançou a marca de 62,7 mil unidades, em 2010, diante das 60,1 mil do ano anterior, empregando cerca de 264,1 mil pessoas em empresas comerciais, um incremento de 15,6% relativamente a 2009, quando o setor empregava 228,4 mil pessoas.

<sup>4</sup> Essa caracterização foi elaborada com base nas referências: IBGE (2015); IPEA (2013); Costa (2013); Governo do Estado do Ceará, 2010.

O crescimento do emprego no comércio, em 2010, foi quase o dobro do observado em 2009, quando o pessoal ocupado cresceu 8,1%, relativamente ao ano anterior. Os gastos com salários, retiradas e outras remunerações em empresas comerciais cearenses evoluíram de R\$ 1,9 (2009) para R\$ 2,3 bilhões (2010) – crescimento de 26,5% –, enquanto as margens de comercialização passaram de R\$ 7,3 para R\$ 9,9 bilhões (35,0%), no mesmo biênio. Complementarmente, a receita bruta de revenda de mercadorias cresceu 25,1%, bem mais do que havia crescido em 2009 (15,3%), ao passar de R\$ 40,2 para R\$ 50,3 bilhões, em 2009 – 2010, números que ratificam o aquecimento do ritmo de atividade econômica do comércio cearense, crescimento que foi mais vigoroso em 2010 do que em 2009 (COSTA, 2013).

Segundo Costa, (2013) a atividade comercial mostra-se uma relevante fonte geradora de emprego no estado, tanto no que concerne ao trabalho assalariado quanto por conta própria. De acordo com estatísticas da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), registro administrativo do Ministério do Trabalho e Emprego, o número de estabelecimentos comerciais no Estado do Ceará evoluiu de 24.970 (2004) para 39.292 (2011) (57,4%). No mesmo interstício, ainda em termos estaduais, o total de empregos formais no comércio passou de 122.284 para 230.755 (88,7%). Em outras palavras, se em 2004 a atividade comercial no Ceará respondia por 14,2% do estoque de emprego formal do estado, esta foi elevada para 16,4%, em 2011.

Quanto à sua participação no número de estabelecimentos do estado, o setor detinha representações de 45,6%, em 2004, e de 46,7%, em 2011. Referindo-se à região metropolitana de Fortaleza (RMF), ela concentrava cerca de 72% do estoque de emprego formal do comércio do Ceará e era responsável por quase 59% dos estabelecimentos comerciais cearenses, em 2011. Nesse ano, aproximadamente 165 mil empregados e 22,9 mil estabelecimentos comerciais do estado declarantes da RAIS estavam localizados na região, o que qualifica a Região Metropolitana de Fortaleza como uma área bastante representativa do comércio cearense.

## 5 ANÁLISE DAS REGIÕES METROPOLITANAS DE SALVADOR, RECIFE E FORTALEZA

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas da amostra considerada das RMS, RMR e RMF abordando as médias e proporções das variáveis em cada segmento do mercado de trabalho. Nesse caso, à primeira vista, nota-se uma considerável diferença de rendimentos entre trabalhadores formais e informais, favorecendo o primeiro grupo para as três RM's. Entre tais características, nota-se expressiva diferença na escolaridade de ambos os grupos, com os trabalhadores formais possuindo, em média, cerca de 2,56 anos a mais de estudo que os informais para a RMS, 2,07 para a RMR e 2,4 para a RMF.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas para os trabalhadores formais e informais, segundo suas características socioeconômicas, para a área urbana das Regiões Metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza, 2013

Variável	RMS		RMR		RMF	
	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal
Renda (média)	2.441,55 (112,82)	1.254,93 (60,41)	1.610,70 (73,91)	1.183,33 (54,65)	1.532,61 (71,25)	1.142,93 (47,57)
Escolaridade (média)	10,10 (0,15)	7,54 (0,17)	9,81 (0,13)	7,74 (0,16)	9,34 (0,14)	6,94 (0,18)
Idade (média)	39,84 (0,26)	41,86 (0,39)	39,58 (0,26)	43,00 (0,39)	38,09 (0,28)	42,38 (0,37)
	Proporção		Proporção		Proporção	
Negros	0,3451	0,3384	0,0933	0,1210	0,0592	0,0693
Pardos	0,4727	0,5151	0,5937	0,5813	0,6764	0,6796
Branco	0,1821	0,1464	0,3130	0,2976	0,2644	0,2511
Indústria	0,1586	0,0442	0,1302	0,0612	0,2221	0,0829
Construção	0,1450	0,2992	0,1564	0,2573	0,1352	0,2489
Comércio	0,1524	0,2462	0,1821	0,2642	0,1776	0,2988
Adm.Pública	0,0762	0,0353	0,0795	0,0487	0,0722	0,0455
Serviços	0,4678	0,3750	0,4516	0,3686	0,3928	0,3239

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD 2013.

\*( ) Os valores entre parênteses correspondem ao *desvio padrão*

Já em termos de experiência, nota-se que os trabalhadores informais possuem, em geral, maior nível para tal atributo. Este resultado é esperado, pois, da forma como foi construída tal variável, de acordo com Mincer (1974), o menor nível de escolaridade média verificado para os trabalhadores informais implica em maior experiência para os mesmos.

Quanto às características raciais, todos apresentam distribuição semelhante entre os setores. Em relação aos pardos, tanto o setor informal quanto o formal possui maior proporção para as RM's analisadas, destacando a RMF com aproximadamente 68% dos trabalhadores de tal segmento. Ressalta-se o percentual alto de negros na RMS com 34,51% para o formal e 33,84% para o informal. Para os setores de atividade, tanto a formalidade quanto a informalidade está associada principalmente com

os serviços apresentando maior percentual para as RM's, enquanto que a administração pública é a menor. Os outros setores apresentam valores próximos, exceto a indústria para o setor informal, com percentual tão baixo quanto à administração pública. Tais valores denotam que, em termos gerais, o setor formal está mais associado às atividades industriais do que a informalidade.

A Tabela 2 apresenta a distribuição dos trabalhadores formais e informais segundo os níveis de rendimento, idade e escolaridade. Para os rendimentos, observa-se que os trabalhadores informais perfazem a maioria entre os trabalhadores que possuem rendimentos mensais de até um salário mínimo, atingindo a proporção de 44,95% para a RMS, 47,98% para a RMR e 47,39% para a RMF.

Tabela 2 - Distribuição dos trabalhadores formais e informais na área urbana das Regiões Metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza, segundo variáveis de interesse, 2013

	Rendimento	Até 1 SM*	>1 até 2 SM*	>2 até 3 SM*	>3 até 5 SM*	> 5 SM*
RMS	Formal	19,83%	43,37%	13,25%	9,48%	14,06%
	Informal	44,95%	36,87%	8,21%	5,05%	4,92%
	Escolaridade	< 3	4 a 7	8 a 10	=11	>11
	Formal	5,45%	14,93%	12,51%	42,69%	25,41%
	Informal	19,44%	26,13%	16,66%	25,88%	11,86%
	Idade (anos)	24 a 32	33 a 40	41 a 48	49 a 56	57 a 65
	Formal	29,99%	26,46%	20,32%	15,24%	7,99%
	Informal	26,39%	21,72%	22,22%	16,92%	12,75%
RMR	Formal	26,43%	48,13%	11,57%	7,49%	6,38%
	Informal	47,98%	35,33%	7,23%	6,26%	3,20%
	Escolaridade	< 3	4 a 7	8 a 10	=11	>11
	Formal	6,83%	15,05%	14,00%	43,46%	20,64%
	Informal	16,68%	25,87%	17,11%	29,48%	10,85%
	Idade (anos)	24 a 32	33 a 40	41 a 48	49 a 56	57 a 65
	Formal	29,65%	26,89%	22,62%	13,48%	7,36%
	Informal	22,39%	21,84%	20,31%	20,58%	14,88%
RMF	Formal	33,51%	43,89%	8,53%	6,92%	7,15%
	Informal	47,39%	35,69%	7,95%	5,45%	3,52%
	Escolaridade	< 3	4 a 7	8 a 10	=11	>11
	Formal	9,68%	15,37%	16,83%	40,20%	17,91%
	Informal	24,89%	21,25%	20,34%	26,14%	7,39%
	Idade (anos)	24 a 32	33 a 40	41 a 48	49 a 56	57 a 65
	Formal	36,59%	26,13%	19,37%	11,99%	5,92%
	Informal	20,79%	26,25%	21,48%	19,32%	12,16%

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD 2013.

\* Salário Mínimo vigente a partir de 01/01/2015, no valor de R\$ 788,00.

Nos níveis de rendimento acima de um salário os trabalhadores formais passam a constituir a maioria, porém não tem sua proporção cada vez mais elevada conforme os níveis de rendimento aumentam. Em termos gerais, é possível notar

que a maioria dos trabalhadores formais recebe até dois salários mínimos. A proporção de formais nos salários mais altos é maior para todas as RM's.

No que diz respeito à escolaridade, os trabalhadores informais constituem a maioria entre os tra-

balhadores que compõe a faixa de 4 a 7 anos para a RMS, enquanto que as outras RM's apresentam maior percentual no ensino médio, sendo que a RMF possui percentual muito próximo do primeiro intervalo de até 11 anos de estudo. Também é possível perceber que a maior participação dos formais nos estratos mais elevados da escolaridade se dá concomitantemente à sua maior proporção entre os rendimentos mais elevados, reforçando a noção de que o topo da distribuição de rendimentos é predominantemente composto por trabalhadores formais com maiores níveis de escolaridade.

Em relação à idade dos trabalhadores, percebem-se valores próximos do setor informal no in-

tervalo de 24 a 56 anos para todas as RM's. O nível de informalidade se reduz para os indivíduos que possuem entre 57 a 65 anos, porém apresenta percentual pouco maior comparado ao setor formal.

### 5.1 Retornos do rendimento dos trabalhadores informais e formais das RMS, RMR e RMF para os diferentes quantis

A Tabela 3 apresenta as médias dos rendimentos nos diferentes quantis considerados, de acordo com os critérios de formalidade de informalidade. Na Tabela 4 apresenta o teste da diferença entre tais médias.

Tabela 3 – Média dos valores de rendimentos entre quantis da distribuição formal/informal das Regiões Metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza, 2013

Rendimento		Q0-Q14	Q15- Q25	Q26-Q50	Q51-Q75	Q76-Q90	Q91-Q100
RMS	Formal	398.18 (24,21)	673.87 (1,73)	807.61 (4,79)	1310.37 (10,84)	2589.84 (39,08)	9734.92 (1057,6)
	Informal	346.92 (11,33)	648.48 (3,85)	792.33 (7,12)	1268.91 (14,88)	2350.77 (42,92)	7154.36 (836,8)
Rendimento		Q0-Q14	Q15- Q25	Q26-Q50	Q51-Q75	Q76-Q90	Q91-Q100
RMR	Formal	212,5 (79,78)	675,76 (0,90)	784,46 (4,27)	1.237,65 (8,29)	2.129,34 (28,39)	6.021,83 (438,73)
	Informal	317,85 (10,41)	639,89 (5,08)	758,66 (6,24)	1.232,62 (15,06)	2.236,04 (44,98)	5.234,47 (408,28)
Rendimento		Q0-Q14	Q15- Q25	Q26-Q50	Q51-Q75	Q76-Q90	Q91-Q100
RMF	Formal	398,74 (25,41)	675,14 (1,34)	788,82 (4,54)	1.260,59 (11,43)	2.506,57 (45,92)	7.693,30 (605,48)
	Informal	347,34 (11,14)	644,33 (3,35)	790,58 (6,73)	1.234,98 (17,30)	2.500,46 (58,70)	7.219,19 (518,51)

Nota: desvio-padrão entre parênteses.

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD 2013

Os maiores diferenciais brutos salariais entre trabalhadores estão no topo. Destaca-se a diferença atribuída a RMS com o primeiro apresentando diferença de R\$2.580,56 superior ao segundo. Na RMR o setor informal superou o formal na pri-

meira e quinta faixa dos quantis e para a RMF apenas na terceira. Ressalta-se que apesar do informal possuir valor maior ao formal, não quer dizer necessariamente que houve diferença de rendimento.

Tabela 4 – Teste das médias de rendimentos para quantis da distribuição formal/informal

Setor	RMS		RMR		RMF	
	Formal/Informal		Formal/Informal		Formal/Informal	
	Teste das Médias		Teste das Médias		Teste das Médias	
Quantis da distribuição de rendimento	Estat. t	Valor p	Estat. t	Valor p	Estat. t	Valor p
Q0-Q14	-1,96	0,050	1,31	0,191	-1,88	0,061
Q15- Q25	-6,13	0,000	-6,97	0,000	-8,28	0,000
Q26-Q50	-1,81	0,072	-3,47	0,001	0,21	0,832
Q51-Q75	-2,32	0,021	-0,29	0,771	-1,25	0,211
Q76-Q90	-3,99	0,000	1,95	0,052	-0,08	0,934
Q91-Q100	-1,98	0,049	-1,37	0,172	-1,34	0,183

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD 2013.

No teste de igualdade interquantil proposto por Wald na Tabela 5, observa-se que para os trabalhadores formais, os coeficientes das variáveis de es-

colaridade para quase todas as faixas mostraram-se diferentes estatisticamente, exceto na variável E2 para a RMS e RMR e E2; E3 para a RMF.

Tabela 5 – Testes de igualdade interquartil para os trabalhadores formais e informais, 2013

Setores	RMS				RMR				RMF			
	F	I	F	I	F	I	F	I	F	I	F	I
Variáveis	Estat.F	Prob.										
E2 (4 a 7anos)	0,71	0,493	1,18	0,306	2,09	0,124	2,16	0,116	0,01	0,991	0,24	0,790
E3 (8 a 10anos)	3,69	0,025	0,11	0,892	10,92	0,000	0,30	0,737	0,58	0,559	2,46	0,086
E4 (11anos)	10,81	0,000	0,07	0,932	18,98	0,000	0,32	0,724	5,32	0,005	1,74	0,175
E5 (> 11anos)	33,44	0,000	0,70	0,494	44,68	0,000	2,50	0,082	39,69	0,000	3,08	0,046
Idade	6,29	0,001	0,86	0,425	0,77	0,462	0,25	0,781	0,63	0,530	0,38	0,683
Idade <sup>2</sup>	3,46	0,031	0,84	0,432	0,52	0,595	0,11	0,897	0,35	0,701	0,28	0,758
Negros	6,93	0,001	0,91	0,401	0,81	0,445	0,05	0,952	2,08	0,125	1,37	0,255
Pardos	7,80	0,000	1,80	0,165	0,58	0,559	0,12	0,891	3,74	0,023	3,73	0,024
Construção	0,67	0,511	1,02	0,359	1,54	0,214	4,56	0,010	6,23	0,002	0,99	0,370
Comércio	3,24	0,039	3,22	0,040	0,46	0,630	5,35	0,005	0,39	0,673	0,92	0,399
Administração Pública	0,28	0,759	0,63	0,535	1,25	0,287	0,47	0,626	8,68	0,000	0,45	0,640
Serviços	1,73	0,177	2,43	0,088	0,76	0,466	3,69	0,025	2,51	0,081	1,71	0,182

Fonte: Resultados da pesquisa.

A região metropolitana de Salvador foi a que apresentou mais variáveis com coeficientes estatisticamente diferentes para a formalidade, sugerindo então a estimação pelo método da regressão quantílica. Contudo, para os trabalhadores formais e informais das RM's não apresentou a maioria dos coeficientes estatisticamente diferentes, o que indicaria o uso da estimativa dos rendimentos médios através do método clássico de regressão linear. Todavia, para manter o mesmo tipo de estimação entre os dois setores, possibilitando a decomposição de Oaxaca-Blinder no

contexto quantílico, manteve-se a estimação de regressões quantílicas também.

As Tabelas 6 e 7 apresentam os resultados das regressões para os trabalhadores formais e informais. Os desvios-padrão foram calculados por *bootstrap* com 500 repetições. De modo geral, a maioria das variáveis foi significativa em todos os quantis considerados, e geralmente ao nível de 1% de significância. Desta forma, verifica-se que as variáveis utilizadas são de fato importantes para explicar o rendimento dos trabalhadores, evidenciando um bom ajuste do modelo em ambas as regressões.

Tabela 6 – Resultados da regressão quantílica para os trabalhadores formais urbanos das Regiões Metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza, 2013

Variáveis	RMS			RMR			RMF		
	Q10	Q50	Q90	Q10	Q50	Q90	Q10	Q50	Q90
E2 (4 a 7 anos)	0,0537 (0,0642)	0,1228 (0,0784)	0,0964 (0,2093)	0,0419 (0,0436)	0,1609*** (0,0521)	0,1428 (0,1559)	0,0744** (0,0379)	0,0815 (0,0695)	0,0804 (0,1643)
E3 (8 a 10 anos)	0,0524 (0,0668)	0,2151*** (0,0809)	0,1826 (0,2139)	0,0743* (0,0453)	0,3222*** (0,0536)	0,7038*** (0,1629)	0,1063*** (0,0378)	0,1284* (0,0695)	0,2831* (0,1634)
E4 (11 anos)	0,1999*** (0,0585)	0,4657*** (0,0724)	0,5985*** (0,1934)	0,1224*** (0,0407)	0,4468*** (0,0480)	0,704*** (0,1427)	0,1553*** (0,0343)	0,2528*** (0,0635)	0,5943*** (0,1498)
E5 (> 11 anos)	0,5356*** (0,0635)	1,3535*** (0,0771)	1,5947*** (0,2075)	0,3733*** (0,0443)	1,0679*** (0,0518)	1,8035*** (0,1537)	0,3161*** (0,0402)	1,1126*** (0,0708)	1,5196*** (0,1752)
Idade	-0,0111 (0,0099)	0,0326** (0,0121)	0,0011 (0,0327)	0,0100 (0,0071)	0,0238*** (0,0086)	0,0096 (0,0265)	0,0022 (0,0076)	0,0070 (0,0128)	0,0374 (0,0322)
Idade <sup>2</sup>	0,0001* (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	0,0002 (0,0003)	-0,0001 (0,0000)	-0,0001* (0,0001)	0,0001 (0,0003)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0001)	-0,0002 (0,0003)
Negros	-0,143*** (0,0437)	-0,322*** (0,0481)	-0,672*** (0,1243)	0,0095 (0,0352)	-0,0516 (0,0423)	0,0178 (0,1286)	-0,0302 (0,0420)	-0,1149 (0,0769)	-0,3626** (0,1764)
Pardos	-0,1219 (0,0404)	-0,266*** (0,0449)	-0,678*** (0,1157)	-0,0221 (0,0217)	-0,0531** (0,0252)	-0,0948 (0,0771)	-0,0187 (0,0212)	-0,100*** (0,0394)	-0,293*** (0,0962)
Construção	-0,0508 (0,0487)	-0,1277** (0,0582)	-0,1558 (0,1559)	0,0676** (0,0356)	0,1417*** (0,0429)	0,2558** (0,1313)	0,0459 (0,0333)	0,2639*** (0,0593)	0,3210** (0,1408)
Comércio	-0,149*** (0,0472)	-0,288*** (0,0566)	0,0720 (0,1530)	-0,0658** (0,0339)	-0,0916** (0,0409)	-0,0120 (0,1246)	-0,072*** (0,0299)	-0,0460 (0,0543)	-0,1338 (0,1322)
Administração Pública	0,2082*** (0,0608)	0,1136* (0,0706)	0,1457 (0,1942)	0,2674*** (0,0438)	0,4015*** (0,0518)	0,2574 (0,1620)	0,1135*** (0,0440)	0,4921*** (0,0750)	0,6839*** (0,1848)
Serviços	-0,144*** (0,0385)	-0,242*** (0,0456)	-0,1512 (0,1221)	-0,0269 (0,0290)	0,0189 (0,0356)	-0,0362 (0,1090)	-0,0099 (0,0265)	0,0685 (0,0462)	0,1355 (0,1133)
Constante	1,5544*** (0,2150)	0,9700*** (0,2586)	2,6466*** (0,6998)	0,9944*** (0,1569)	0,7083*** (0,1835)	1,2444** (0,5607)	1,0478*** (0,1479)	1,1039*** (0,2648)	1,0403* (0,6479)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5% e \* Significativo a 10%. Desvio-padrão obtido por *bootstrap* com 50 repetições.

Observa-se que para as variáveis relacionadas aos níveis educacionais, no quantil inferior (10<sup>o</sup>) os coeficientes são mais elevados para os trabalhadores informais do que para os formais, indicando que trabalhadores na base da distribuição de rendimentos obtêm maiores retornos à educação no mercado de trabalho informal do que no formal. Nessa parcela da distribuição dos rendimentos, tal vantagem é verificada para todos os níveis educacionais que apresentaram ser significativos. Ainda, é importante notar que os maiores retornos para os trabalhadores informais estão associados aos primeiros anos de educação,

de modo que o parâmetro para o grupo com 1 a 4 anos de estudo foi o mais elevado para tais trabalhadores quando significativo, principalmente para a RMR. Dentro de tal grupo, cada ano adicional de estudo está associado com um acréscimo de 36,52% nos rendimentos do trabalhador informal, enquanto que para o formal tal ganho é de apenas 4,19%. Essa vantagem verificada para a informalidade pode se dar devido ao fato de que, como os trabalhos desempenhados em tal setor em geral não exigem elevado grau de educação, os primeiros anos de estudo tendem a fornecer aumentos nos ganhos mais imediatamente.

Tabela 7 – Resultados da regressão quantílica para os trabalhadores informais urbanos das Regiões Metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza, 2013

Variáveis	RMS			RMR			RMF		
	Q10	Q50	Q90	Q10	Q50	Q90	Q10	Q50	Q90
E2 (4 a 7 anos)	0,0387 (0,1394)	-0,0522 (0,0884)	-0,3096* (0,1868)	0,3652** (0,1571)	0,1022 (0,0805)	0,2894* (0,1785)	0,0974 (0,1235)	0,0811* (0,0496)	0,1669 (0,1605)
E3 (8 a 10 anos)	0,1277 (0,1634)	0,1049 (0,0987)	0,2073 (0,2169)	0,3547** (0,1741)	0,3658*** (0,0887)	0,5313*** (0,1949)	0,3519*** (0,1292)	0,2310*** (0,0507)	0,5935*** (0,1563)
E4 (11 anos)	0,4206*** (0,1501)	0,4314*** (0,0898)	0,3533* (0,1943)	0,6257*** (0,1539)	0,4945*** (0,0825)	0,4941*** (0,1846)	0,4857*** (0,1291)	0,4476*** (0,0497)	0,7677*** (0,1585)
E5 (> 11anos)	0,6903*** (0,2015)	0,6935*** (0,1160)	1,0454*** (0,2555)	0,9869*** (0,1995)	0,9408*** (0,1060)	1,6049*** (0,2375)	0,8959*** (0,1857)	0,9891*** (0,0733)	1,9433*** (0,2393)
Idade	-0,0253 (0,0341)	0,0158 (0,0214)	0,0197 (0,0450)	0,0240 (0,0341)	0,0432*** (0,0183)	0,0563 (0,0393)	0,0440 (0,0303)	0,0179 (0,0126)	0,0114 (0,0396)
Idade <sup>2</sup>	0,0003 (0,0003)	-0,0001 (0,0002)	-0,0001 (0,0005)	-0,0002** (0,0003)	-0,0003* (0,0002)	-0,0005 (0,0004)	-0,0003 (0,0003)	-0,0001 (0,0001)	0,0000 (0,0004)
Negros	-0,1883 (0,1478)	-0,2110** (0,0917)	-0,527*** (0,2004)	-0,1049** (0,1615)	-0,0616 (0,0873)	-0,1104 (0,1879)	0,0857 (0,1728)	-0,0837 (0,0721)	0,2511 (0,1999)
Pardos	-0,0801 (0,1427)	-0,221*** (0,0872)	-0,502*** (0,1913)	-0,1347** (0,1075)	-0,163*** (0,0583)	-0,0992 (0,1270)	0,1274 (0,0982)	-0,103*** (0,0389)	-0,1071 (0,1237)
Construção	-0,2922 (0,2256)	-0,0132 (0,1455)	0,1036 (0,2779)	-0,549*** (0,2039)	-0,1106 (0,1133)	0,1012 (0,2534)	0,0605 (0,1672)	0,0207 (0,0667)	0,2787 (0,2153)
Comércio	-0,2724 (0,2279)	-0,2377* (0,1473)	0,3347 (0,2830)	-0,491*** (0,2008)	-0,0523 (0,1125)	0,4299* (0,2540)	-0,1686 (0,1652)	-0,0964 (0,0655)	0,1398 (0,2162)
Administração Pública	0,0164 (0,3234)	0,3476* (0,2103)	0,3140 (0,4070)	0,2249** (0,2839)	0,4232*** (0,1574)	0,4481 (0,3504)	0,2687 (0,2400)	0,419*** (0,0996)	0,5314* (0,3151)
Serviços	-0,3009 (0,2281)	-0,0296 (0,1439)	0,2404 (0,2702)	-0,4173** (0,1911)	-0,0800 (0,1103)	0,3733 (0,2547)	-0,1230 (0,1603)	-0,1019 (0,0648)	0,2770 (0,2172)
Constante	1,3581* (0,7517)	1,2714*** (0,4725)	2,2186** (1,0021)	0,3260* (0,7331)	0,3485 (0,4060)	0,4880 (0,9174)	-0,5767 (0,6472)	0,9183*** (0,2726)	1,2855 (0,8889)

Fonte: Resultados da pesquisa.

\*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5% e \* Significativo a 10%. Desvio-padrão obtido por *bootstrap* com 50 repetições.

Tal vantagem passa a se estender para todos os demais grupos educacionais no 50<sup>o</sup> quantil, com a maior diferença em favor da formalidade situando no grupo com 11 ou mais anos de estudo. No quantil mais elevado (90<sup>o</sup>), a formalidade permanece apresentando maiores retornos aos anos adicionais de educação, e o *gap* em relação à informalidade aumenta gradativamente.

De modo geral, verifica-se uma relativa vantagem em favor da formalidade em termos de retornos à educação para as RM's. Entretanto, em certos casos situa-se do lado da informalidade, mais notadamente na base da distribuição de ren-

dimentos (10<sup>o</sup> quantil). Tal resultado é semelhante àquele encontrado por Oliveira (2009) e Dalberto (2014), onde a informalidade apresenta os maiores retornos à educação no menor quantil, e a partir de então tal vantagem passa para o lado da formalidade. Machado, Oliveira e Antigo (2008) também encontram resultados parecidos, sobretudo para o ano de 2004. Esses resultados podem ser um indicio de segmentação no topo da distribuição em termos de retornos à educação, uma vez que os trabalhadores informais são mais limitados que os formais, conforme os rendimentos se elevam. Também, aponta-se para a concordância desses resultados com

aqueles já verificados anteriormente na Tabela 2, onde os maiores níveis de rendimento, em termos de salário mínimo, tendem a ser predominantes na formalidade, onde também tendem a situar os trabalhadores com maiores níveis educacionais.

Para a variável idade relacionada à experiência, pode-se observar que a mesma mostrou-se pouco significativa. Apenas no 50º para a RMR apresentou diferença e no 50º para os formais da RMS. Esse resultado mostra que para as Regiões Metropolitanas do Nordeste, o fator experiência não conta muito e quando significativo, o setor informal apresenta rendimento maior que o formal.

No que diz respeito às características raciais, verificam-se penalidades estatisticamente significativas para negros e pardos em todos os pontos da distribuição de rendimentos, tanto no setor formal quanto no informal quando significativos. De modo geral, os negros são penalizados mais intensamente na formalidade apenas para a RMS, enquanto que os pardos são na informalidade para as demais RM's. Trabalhadores negros no 10º quantil da distribuição, por exemplo, possuem rendimentos médios 18,8% menores que os brancos, considerando o setor formal, enquanto que na informalidade a desvantagem é de 14,3% para a RMS. Nos quantis mais elevados tal discriminação não somente persiste como se eleva, de modo que no 90º quantil um trabalhador negro formal obtém um rendimento médio 67,2% menor que sua contraparte branca, ao passo que para o informal a desvantagem é de 52,7%.

Para os trabalhadores pardos também ocorre uma desvantagem em relação aos brancos em quase todos os níveis de rendimentos mais frequente no 50º e 90º quantil, sendo que os maiores diferenciais se dão na informalidade. O prejuízo nos rendimentos dos pardos é bastante semelhante aos negros para a RMS e, assim como para estes, torna-se maior conforme aumentam os níveis dos rendimentos. Para os trabalhadores pardos no 50º quantil da distribuição de rendimentos a desvantagem em relação aos brancos é, em média, de 26,6% no setor formal e de 22,1% no informal; já no 90º quantil tal prejuízo aos pardos é de 67,8% na formalidade e 50,2% na informalidade para a RMS.

Para a RMR os trabalhadores pardos no 50º quantil da distribuição de rendimentos a desvantagem em relação aos brancos é, em média, de 5,31% no setor formal e de 16,3% no informal. Já para a RMF desvantagem de 10% no formal e

10,3% no informal. As vantagens de rendimentos observadas para os trabalhadores brancos em relação aos demais se assemelha àquela encontrada em outros trabalhos, como em Tannuri-Pianto e Pianto (2002) e Oliveira (2009), que também verificam maiores diferenças em favor dos brancos nos quantis mais elevados da distribuição de rendimentos. Estes resultados remetem à ideia da existência de um “teto de vidro”, termo utilizado para descrever as barreiras invisíveis que afetam as diferenças salariais de gênero, mas que também se adéqua às possíveis barreiras enfrentadas devido às características raciais do indivíduo.

Em relação aos setores, as diferenças mais significativas se dão em desfavor do setor comercial quando comparado à indústria. Em alguns pontos da distribuição de rendimentos, o setor do comércio apresentou rendimento médio consideravelmente inferior ao setor industrial para todas as RM's, mais frequente na formalidade. Entretanto, tal diferencial tende a se amenizar nos níveis mais altos de rendimentos, observado na RMR, apresentando no 90º quantil vantagem sobre o setor base, na informalidade. Tal diferença era de 43,99% na informalidade enquanto que na formalidade não se verificou diferença significativa estatisticamente.

O setor de construção, por sua vez, apresentou resultados diversos entre formais e informais. Na formalidade a construção apresentou rendimentos médios maiores do que na indústria para a RMR e RMF, com a única exceção no caso do 10º quantil, que não revelou significância estatística para a RMF. Além disso, verifica-se um incremento de tal diferença conforme se elevam os quantis. Para a RMS quanto ao setor de construção, apenas mostrou-se significativo o 50º quantil, apresentando desvantagem em relação à base (Tabela 6). Já no caso da informalidade, apenas o 10º quantil da RMR apresentou uma diferença significativa em relação à indústria, e nesses casos essa diferença foi negativa, de modo que na base da distribuição os rendimentos médios na construção informal era 5,49% menores do que na indústria para o setor informal (Tabela 7).

Quanto ao setor de administração pública, as diferenças em relação aos rendimentos da indústria mostraram-se significativas em quase todos os quantis de distribuição, para os trabalhadores formais e informais. Em todos esses pontos, a diferença se dá em favor do setor administrativo em relação ao industrial, variando em torno de 11% a

68% entre as RM's, sendo que as diferenças são um pouco mais amenas nos quantis de baixo rendimento. Cabe notar, contudo, que para os setores das RMS e RMR o teste de igualdade interquantil dos coeficientes estimados, apresentado na Tabela 5, não permite rejeitar a hipótese nula de que os mesmos são iguais ao longo da distribuição. Desta forma, não é possível estabelecer que há diferenças entre os retornos estimados para os quantis das regiões metropolitanas de Salvador e Recife.

Por fim, no que se refere ao setor de serviços, o setor formal apresentou diferenças significativas até o 50º quantil apenas para a RMS. Em todos esses casos, a diferença foi em desfavor dos serviços, sendo que o ponto em que a diferença é maior ocorre no 50º quantil, onde um trabalhador deste setor recebia, em média, 24,2% a menos do que um trabalhador na indústria. Já na informalidade, a única diferença que apresentou significância estatística ocorreu na base da distribuição, no 10º quantil para a RMR. Comparando com o caso formal da RMS que foi significativo, na informalidade da RMR essa diferença foi mais expressiva verificada no 10º quantil, onde um trabalhador do setor de serviços recebia, em termos médios, 41,73% a menos que sua contraparte na indústria.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Devido à falta de consenso em relação à existência ou não de uma dualidade formal-informal no mercado de trabalho brasileiro e de suas possíveis implicações, além da carência de estudos de caráter mais regional, o presente trabalho procurou investigar a ocorrência de segmentação de rendimento entre trabalhadores formais e informais para homens do mercado de trabalho urbano da RMS, RMR e RMF. Como conceito de formal e informal, adotou-se como informal os trabalhadores que se auto declararam conta própria, exceto as ocupações de profissionais liberais, e os empregados sem carteira assinada. Por outro lado, o setor formal ficou constituído pelos empregados assalariados com carteira assinada (domésticos ou não), funcionários públicos e militares, empregadores e profissionais liberais.

Ressalta-se o fato de profissionais liberais estarem inseridos no setor formal como utilizado no trabalho de Machado, Oliveira e Antigo (2008), por intermédio de um cruzamento entre ocupação e posição na ocupação, que é um tratamento ainda pou-

co utilizado na literatura nacional, porém adequado ao objetivo proposto, visto que as características destes autônomos são bem distintas das dos demais.

Quanto ao modelo de regressão quantílica, os resultados obtidos, particularmente para os trabalhadores formais quanto para os informais, notou-se a relevância da variável educação como importante determinante para o rendimento do trabalho, ou seja, quanto maior o ano de estudo maior o rendimento. Comparando os dois setores em relação a variável escolaridade verificaram-se, de maneira geral, para os trabalhadores formais, maior retorno de rendimento, sobretudo para 11 anos ou mais de estudo. Ou seja, os ganhos proporcionados por anos de ensino superior tendem a serem maiores no setor formal do que no informal. Em contrapartida, para a variável de ensino médio ocorreu maiores ganhos para os informais em comparação aos formais.

Para os trabalhadores ressalta-se ainda a existência de discriminação racial no mercado de trabalho analisado, sendo que a mesma mostrou-se maior para os níveis mais elevados de rendimento quando significativo. Tal resultado sugere a existência de um “teto de vidro” impedindo a ascensão de trabalhadores negros e pardos ao topo dos níveis de rendimento no setor formal. Ressalta-se que essa diferença de rendimento pode estar associada com a escolaridade entre as raças e não pelo fato de discriminação racial, exigindo assim, uma comparação entre a variável “raça” e “anos de estudo”.

Quanto a variável idade, mostrou-se pouco significativo, apresentando diferencial de rendimento apenas no meio da distribuição. Esse resultado mostra que para essas Regiões Metropolitanas, o fator experiência não conta muito, quando significativa o setor informal apresenta rendimento maior que o formal.

Como sugestão para trabalhos futuros, propõe-se estudo do mercado de trabalho dessas RM's para anos anteriores, verificando se a segmentação do mercado de trabalho nos quantis de distribuição de rendimentos já ocorria anteriormente.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, O.; A.L.; ALVES, L.F.; GRAHAM, S.M. **Poverty deregulation and employment in the informal sector of Mexico**. Washington: World bank, Education and Social Policy Department, 1995.

- BORJAS, G.J.; MINCER, J. The distribution of earnings profiles in longitudinal data. **NBER Working Paper**, n. 143, 1976.
- CACCIAMALI, M C. **Globalização e processo de informalidade**. *Economia e Sociedade*, IE - UNICAMP, São Paulo, julho, p. 153-175, 2000.
- CARNEIRO, F.G.; HENLEY, A. Modelling formal vs. informal employment and earnings: micro-econometric evidence for Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., 2001, Salvador, **Anais...** Salvador: ANPEC, 2001.
- CIRINO, J. F; DALBERTO, C. R. Trabalhadores formais versus informais: diferenças de rendimento para a região metropolitana de Belo Horizonte. **Perspectiva Econômica**, v. 11, n. 2, p. 81-94, 2015.
- CIRINO, J. F.; LIMA, J. E. Diferenças de Rendimento entre as Regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma discussão a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. **REN. Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 2, p. 371-389, 2012.
- COSTA, M. O. **O Trabalhador do comércio: características particulares**. Instituto de Desenvolvimento do Trabalho. Fortaleza, 2013.
- DALBERTO, C.R. **Formalidade vs. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma investigação dos diferenciais de rendimento**. Viçosa, MG: UFV, 2014. 87 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2014.
- DIEESE. **Observatório do trabalho da Bahia**. A economia baiana nos anos 2000: uma análise das condições do mercado de trabalho formal na Bahia. Salvador, 2013.
- FERNANDES, R. Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.26, n. 3, p. 417-442, 1996.
- FILGUEIRAS, L. A. M.; DRUCK, G.; AMARAL, M. F. **O Conceito de Informalidade: um exercício de aplicação empírica**. Cadernos CRH, Salvador, v. 17, p. 221-229, Mai/Ago. 2004.
- GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ. **Perfil Básico Regional**. Região Metropolitana de Fortaleza. Fortaleza, 2010.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. (2015). **Cidades**. Disponível em: <<http://www.cidades.ibge.gov.br/xtras/home.php>>. Acesso em: 21 out. 2015
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. (2013). **Pesquisa Mensal de Emprego – PME**. Região Metropolitana de Salvador. 2013.
- IPEA. Território metropolitano, políticas municipais: por soluções conjuntas de problemas urbanos no âmbito metropolitano. Brasília: IPEA, 2013a. Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livros/livro\\_territoriometropolitano.pdf](http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livros/livro_territoriometropolitano.pdf)>. Acesso em: nov. 2015.
- IPEA, (2013). PROJETO: GOVERNANÇA METROPOLITANA NO BRASIL. Plataforma IPEA de Pesquisa em Rede. 2013b. Disponível em:<[http://www.ipea.gov.br/redeipea/images/pdfs/governanca\\_metropolitana/rell\\_1\\_rmc.pdf](http://www.ipea.gov.br/redeipea/images/pdfs/governanca_metropolitana/rell_1_rmc.pdf)>. Acesso em: jun. 2015.
- KOENKER, R.; BASSET, G. Regressions quantiles. **Econometrica**, v. 1, n. 46, p. 33-50, 1978.
- LEONE, E. T. **O perfil dos trabalhadores e trabalhadoras na economia informal**. Série trabalho decente no Brasil, Documento de Trabalho n. 3. Brasília: OIT, 2010.
- MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C.; ANTIGO, M. **Evolução do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas**. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 12, n. 2, p. 355-388, 2008.
- MENEZES-FILHO, N.A.; MENDES, M.; ALMEIDA, E.S. **O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção?** *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 2, p. 235-248, 2004.
- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO – OIT. **Employment, incomes and equality: a strategy for increasing productive employment in Kenya**. Geneva: ILO, 1972.

OLIVEIRA, V. H. **A informalidade e o diferencial de salários no mercado de trabalho cearense**. Texto para discussão nº 58, Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), 2009.

PERNAMBUCO. SECRETARIA DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO URBANO. **Metrópole das Oportunidades**. Disponível em: <http://www2.recife.pe.gov.br/o-recife/metropole-das-oportunidades/>. Acesso: set, 2014.

PIANTO, M. E. TANNURI; PIANTO, D. M. **Informal Employment in Brazil – A Choice at the Top and Segmentation at the Bottom: A Quantile Regression Approach**, Texto para discussão nº 236. Brasília, agosto de 2002.

SABADINI, M. S.; NAKATANI, P. **Desestruturização e informalidade do mercado de trabalho no Brasil**. Revista Venezuelana de Conyuntura, v. 8, n. 2, p. 265-290, 2002.

SECRETARIA DE DESENVOLVIMENTO URBANO DO ESTADO - (SEDUR). **Estudo da Rede Urbana do Estado da Bahia**, Salvador, 2010.

ULYSSEA, G. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. **Revista de Economia Política**, v. 26, n. 4, p. 596-618, 2006.

ULYSSEA, G. **Segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos no Brasil: uma análise empírica**. IPEA, Texto para Discussão, n. 1261, 2007.

## INTERMEDIÇÃO FINANCEIRA E VAZAMENTO DE RECURSOS: A EXPERIÊNCIA BRASILEIRA

### Financial Intermediation and Resource Leakage: The Brazilian Experience

**Filipe de Moraes Cangussu Pessoa**

Economista. Doutor em Economia Aplicada (UFV). Instituto Federal de Brasília. filipe.pessoa@ifb.edu.br

**Marcelo José Braga**

Professor. Doutor em Economia Aplicada (UFV). Departamento de Economia Rural. mjbraga@ufv.br

---

**Resumo:** O presente trabalho analisou a existência de vazamento de recursos entre os estados brasileiros por meio da atuação da intermediação financeira, baseado em um enfoque pós-keynesiano. Desta forma, construíram-se duas variáveis com as suas respectivas defasagens espaciais, quais sejam, “Vazamento de Recursos” (VAZ) e “Índice de Preferência de Liquidez dos Bancos” (IPLB). As defasagens espaciais são construídas por meio de uma matriz de pesos espaciais de dissimilaridade do IPLB, para a definição das categorias de “centro” e “periferia”, como pressupõe a teoria de Dow (1987). Em seguida, aplicou-se um modelo de Vetores Autorregressivos Estruturais Espaciais (SpVAR) para cada um dos estados brasileiros visando identificar transbordamentos de recursos e estimaram-se Funções de Impulso Resposta (FIR) para captar o impacto e a direção destes transbordamentos. A principal conclusão do estudo é de que há um canal de transmissão entre o IPLB e o VAZ por meio da intermediação financeira, no sentido de que choques sobre o IPLB aumentam o vazamento de recursos e tal efeito é predominante em estados das regiões Norte e Nordeste. Ademais, esse efeito se mostrou presente em termos espaciais por meio dos efeitos “*Push-In*” e “*Push-Out*”. Ou seja, os estados são capazes de afetar seus vizinhos e são afetados por estes. **Palavras-chave:** Vazamento de Recursos; Intermediação Financeira; Vetores Autorregressivos Espaciais.

**Abstract:** The present paper analyzes the existence of leakage of funds among the Brazilian states through financial intermediation, based on a Post-Keynesian approach. Thus, two variables with its respective spatial lags were built, namely, “resource leakage” (VAZ) and “liquidity preference index of banks” (IPLB). The spatial lags are constructed using a spatial weight matrix of dissimilarity of IPLB to define the categories of “center” and “periphery”, as suggested by the Dow Theory (1987). Then, a Spatial Vector Autoregressive model (SpVAR) was applied for each Brazilian state, aiming to identify spillovers of funds; also the impulse response functions (IRF) were estimated to capture the impact and the direction of these overflows. The main conclusion of the study is that there is a transmission channel between the IPLB and VAZ through financial intermediation, since shocks on the IPLB increase the leakage of funds and it prevails in the states from the North and Northeast region. Moreover, the presence of this effect was observed in spatial terms through the “*Push-In*” and “*Push-Out*” effects. In other words, the states are able to affect their neighbors and are also affected by them.

**Keywords:** Leakage of Funds; Financial Intermediation; Spatial Vector Autoregressive Model.

## 1 INTRODUÇÃO

Em um contexto de desigualdade, a lógica de funcionamento do sistema financeiro pode estar atuando no sentido de aprofundar esse quadro, uma vez que, conforme Alves e Júnior (2010), internamente, não existem barreiras, e os recursos financeiros fluem livremente de uma região para outra, na busca de melhores oportunidades de investimento, maiores ganhos e menores riscos. Assim, a intermediação financeira pode estar transferindo recursos de regiões de baixo desenvolvimento para regiões que já possuem um nível de desenvolvimento elevado, gerando crescimento econômico significativo nestas últimas em detrimento das primeiras.

Submetidos à lógica da valorização da riqueza e da preferência pela liquidez em um mundo de incerteza e irreversibilidade, as instituições financeiras privadas dificilmente atendem à demanda por financiamento daqueles setores ou atividades de alto risco, longo prazo de maturação, elevado retorno social e relativamente baixo retorno econômico (CINTRA, 2009, p. 60).

A literatura sobre economia regional, contudo, dá escasso destaque à moeda, sendo os fluxos monetários considerados como resultado das diferenças de desenvolvimento entre regiões, e não como sua causa.

Segundo Richardson (1973) e Rodrigues-Fuentes (1998), essa abordagem seria explicada por três fatores principais: (i) o fato da corrente principal em economia considerar a moeda como neutra no longo prazo, não explicando impactos na economia real em nível regional; (ii) a ausência de instrumentos de política monetária intrarregionais; (iii) e o fato das economias regionais serem extremamente abertas. A combinação desses fatores levou a certo descaso com relação à moeda e, logicamente, também com o processo através do qual ela é colocada em circulação pelos bancos – o crédito –, em âmbito regional. Ao tomar a moeda como neutra, mesmo que somente no longo prazo, a corrente principal em economia assume que a renda e o emprego são determinados apenas por variáveis reais. A moeda somente facilitaria as trocas e o ajuste de preços.

A escassa evidência empírica mostra que as regiões mais pobres do país (Norte e Nordeste) estão transferindo seus recursos para financiar o desenvolvimento das regiões mais ricas (Sudeste e Centro-Oeste), através do funcionamento da atividade bancária comercial (ALVES; JÚNIOR,

2010). Todavia nenhum componente espacial foi incluído na análise, ignorando o fato de que os estados brasileiros estão, neste contexto, financeiramente conectados.

Isto posto, uma primeira questão ainda não explorada leva ao seguinte problema de pesquisa: Qual o impacto gerado pela intermediação financeira sobre a transferência de recursos entre os estados brasileiros, uma vez que estes estão financeiramente conectados?

Tal questionamento levanta a possibilidade de existência de um efeito transbordamento gerado pela transferência de recursos via intermediação financeira. Ou seja, dado que os intermediários financeiros buscam direcionar os recursos dos poupadores para aquelas regiões onde os projetos de investimentos apresentam o maior retorno e o menor risco, ao se tentar responder a essa questão, quer-se identificar os padrões existentes de transbordamento entre os estados. Existe tal efeito? Em que estados este efeito está presente? Onde ele é mais acentuado? Quais estados se prejudicam e quais se beneficiam da transferência de recursos via intermediação financeira?

Diante do exposto, a importância do presente trabalho consiste em tentar fornecer respostas às perspectivas e questionamentos suscitados, por meio de uma abordagem metodológica de Vetores Autorregressivos Estruturais Espaciais (SpVAR). Esse modelo tenta captar o efeito da intermediação financeira sobre o transbordamento de recursos entre os estados brasileiros, incorporando aspectos espaciais que podem influenciar essa dinâmica, o qual não se constatou referência na literatura nacional.

O artigo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção, faz-se a fundamentação teórica para a existência de vazamento de recursos por meio da intermediação financeira. Na terceira seção, são apresentados os procedimentos metodológicos. Na quarta seção, os resultados obtidos são analisados e discutidos; e, na última seção, são apresentadas as considerações finais.

## 2 DESIGUALDADE FINANCEIRA REGIONAL EM UMA ABORDAGEM PÓS-KEYNESIANA

Com o passar dos anos, a corrente pós-keynesiana de pensamento incorporou, em seus estudos, o papel que a moeda exerce em territórios especí-

ficos, com os trabalhos pioneiros de Dow (1982; 1987). Sob esta perspectiva, Keynes enfatizou a importância da moeda em um contexto nacional, deixando a questão regional ignorada. De acordo com Dow (1982; 1987), a diferença do desenvolvimento regional é reflexo das características e do modo como os bancos funcionam, os quais podem alavancar ou arrefecer o crescimento de determinada região.

Para a corrente principal, os bancos, por exercerem apenas funções de intermediação financeira, facilitando o contato entre poupadores e investidores, seriam também considerados neutros. Para os novos-keynesianos, por outro lado, o sistema bancário afetaria as variáveis reais no âmbito regional devido a falhas de mercado, fruto de informação imperfeita ou assimétrica, ou por custos de transação. Para os pós-keynesianos, porém, tanto a moeda como bancos não são neutros, o que os torna parte integrante do processo econômico.

A literatura pós-keynesiana aborda tanto a oferta quanto a demanda de crédito, considerando-as interdependentes e ambas afetadas pela preferência pela liquidez. Com relação aos bancos, a preferência pela liquidez elevada, fruto da incerteza econômica, afeta negativamente sua disposição em ofertar crédito. Pelo lado da demanda, influencia na determinação do portfólio do público, de forma que, quanto maior ela for, maior a demanda por ativos mais líquidos, e menor a demanda por crédito. Além disso, ao motivar decisões de portfólio com prazos de vencimento mais curtos, a elevada preferência pela liquidez do público acaba reforçando as restrições de crédito, visto que os bancos buscarão ajustar seu passivo e ativo, reduzindo o prazo do crédito concedido (CROCCO, 2003).

Dessa forma, os bancos possuem papel fundamental no sistema econômico. Ao invés de serem meros intermediadores entre investidores e tomadores, eles são agentes ativos que forçam o uso de recursos para a compra de bens de capital que contribuem para o desenvolvimento da economia. Bancos em maiores estágios de desenvolvimento têm o poder de recriar moeda, podendo estender sua base de depósitos e assim ofertar crédito para a região. O racionamento de crédito regional seria explicado por mudanças na preferência pela liquidez, que afetam a oferta e a demanda por crédito, ou seja, se há aumento da incerteza e da preferência pela liquidez dos agentes, a demanda por crédito

diminui, uma vez que os tomadores estarão menos dispostos a se endividar; e a oferta também será reduzida, já que os emprestadores estarão com seus ativos mais líquidos, receosos com a lucratividade de seus recursos e com aumentos dos riscos de empréstimos (CAVALCANTE; CROCCO; JAYME, 2006).

Dow (1987) introduz em seu modelo de análise aspectos comportamentais como a preferência por liquidez dos bancos e dos receptores de empréstimos. O diferencial de preferência de liquidez entre duas regiões, uma atrasada economicamente e outra desenvolvida, constitui-se uma nova variável para explicar o motivo de estas últimas serem mais dinâmicas em relação às primeiras.

O arcabouço teórico desenvolvido por Dow (1987) demonstra que “o sistema bancário quando não controlado para operar de maneira diferente, tende a transformar-se em um instrumento que drena as poupanças das regiões mais pobres para as regiões mais ricas e mais progressistas, onde a remuneração do capital é alta e segura” (MYRDAL, 1965, p. 54).

O fato das instituições financeiras concentrarem-se em regiões centrais, dispondo para as regiões periféricas apenas filiais, cuja avaliação e controle da concessão de crédito se encontram sobre o poder das matrizes, implica em um volume remoto de recursos para regiões periféricas, que afeta substancialmente na sua capacidade de desenvolvimento. Além disso, o fato de as condições econômicas nas regiões periféricas não propiciarem um quadro atrativo à canalização de recursos para investimentos faz com que os agentes ali localizados realizem remessas de recursos às regiões centrais.

Estes dois efeitos se reforçam e delineiam, segundo Crocco et al. (2006), uma tendência inerente ao sistema financeiro em estabelecer-se em regiões centrais, capazes de inspirar maior confiança, de modo a gerar maior crescimento, visando lucros elevados.

Neste contexto, o comportamento futuro do desenvolvimento regional é caracterizado por uma visão de divergência das taxas de crescimento e, portanto, as disparidades, em vez de diminuir, serão potencializadas. Observa-se que este cenário é exatamente o oposto daquele prescrito pelo modelo de crescimento de Solow.

Em síntese, o modelo desenvolvido por Dow (1987) busca explicar como “(...) o sistema financeiro pode reforçar e gerar processos cumulativos que acentuam a trajetória desigual de desenvolvimento regional de um determinado país” (AMADO, 1999, p. 210).

Para caracterizar tal quadro, Dow (1987) trabalha com a noção de existência de dois polos regionais, leiam-se centro e periferia. Diante de tal polarização, Dow (1987) delinea como a preferência pela liquidez afetará ambos os polos e será responsável, em última instância, pela determinação e acentuação das desigualdades entre os polos.

Desta forma, na periferia, os agentes terão um alto nível de preferência pela liquidez, dado que o ambiente instável estimulará a retenção de moeda pelos motivos de transação e precaução. Além disso, os agentes bancários e não bancários terão incentivos a manter seus ativos financeiros na forma de investimentos no polo central em detrimento da periferia, em função do risco de calote na periferia se mostrar elevado, o que culmina por reduzir o valor dos ativos deste polo. Quanto maior o nível de incerteza sobre o valor esperado dos ativos no polo periférico, maior será a preferência pela liquidez dos agentes ali situados e maiores serão os vazamentos de recursos para o polo central.

De tal modo que, quanto mais sofisticado for o sistema bancário da região, maior sua habilidade, dadas as expectativas dos demandantes e ofertantes, em alavancar crédito. Por sua vez, sistemas econômicos mais estáveis (com menor grau de incerteza) contribuem para reduzir a preferência pela liquidez dos agentes econômicos como também para aumentar a disposição das famílias e bancos a realizarem operações de crédito. As regiões menos desenvolvidas carecem de ambientes econômicos com estas características, dificultando a criação de crédito, seja em razão do menor grau de desenvolvimento dos bancos, com níveis mais baixos de taxas de poupança e depósitos, seja porque a maior incerteza, típica nestas regiões, eleva a preferência pela liquidez dos agentes econômicos. A combinação desses fatores desfavoráveis à expansão do crédito tem reforçado, nas regiões menos desenvolvidas, na perspectiva dos pós-keynesianos, a condição de periféricas à medida que aumenta o grau de dependência destas em relação às regiões mais ricas, já que são ao mesmo tempo, em relação a estas últimas, importadoras líquidas de bens e serviços

(vazamento de emprego e renda) e exportadoras de recursos financeiros (vazamento de depósitos) (SORGATO; FERREIRA JR., 2014, p.19).

Assim, a região importadora líquida de bens e serviços transforma-se em exportadora líquida de depósitos. Portanto, o significado teórico do vazamento ou transferência de depósitos é o do enfraquecimento do sistema de crédito local à medida que o crédito não retorna ao sistema bancário da região, uma vez que são transferidos para as regiões fornecedoras de bens e serviços. Em suma, as desigualdades estruturais tornam-se desigualdades financeiras que tendem a ampliar as primeiras.

É nesse contexto que os bancos públicos de desenvolvimento se mostram importantes, ao se constituírem, de acordo Thorton (2011, p. 5), uma forma de intervenção governamental no sistema financeiro, com o objetivo de suprir as falhas do mercado na oferta de financiamento, fornecendo crédito para os segmentos de mercado que não são bem servidos pelo setor privado. Esses segmentos incluem projetos cujos benefícios sociais excedem os seus fins comerciais; projetos de longo prazo; projetos de risco tais como aqueles cujos empreendimentos exigem novas tecnologias; projetos em regiões pobres ou distantes, e por fim, os pequenos e novos, que não têm garantia colateral.

Tal intervenção governamental no sistema financeiro ficou conhecida, conforme Yeyati, Micco e Panizza (2007), como o que se denomina de “visão social”. Tal visão destaca que o papel do setor público, em especial dos bancos públicos, é o de compensar as imperfeições de mercado, que deixam investimentos “socialmente lucrativos” sem financiamento. Desta forma, o destaque está na deficiência gerada pelos mercados que não financiam investimentos importantes do ponto de vista social.

Além disso, segundo La Porta, Lopez-De-Silanes e Shleifer (2002), a presença direta do Estado na propriedade de instituições financeiras lhe permite captar recursos e direcioná-los a projetos de interesse, tais como projetos estratégicos de longo prazo. Desta forma, projetos interessantes do ponto de vista social, mas que não se mostram atraentes ao capital privado, ou mesmo que sejam excessivamente grandes para o montante de capital privado existente, podem ser assim financiados, contribuindo para o crescimento e redução das desigualdades.

### 3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

#### 3.1 O modelo estrutural espacial de vetores Autorregressivos (SpVAR)

Esta seção fornece uma breve discussão sobre os modelos espaciais de vetores autorregressivos (SpVAR). Desta forma, expõe-se tanto a formulação geral do modelo proposto, bem como as principais propriedades deste tipo de especificação econométrica. Os modelos VAR espaciais são um tipo especial de vetores autorregressivos (SIMS, 1980) que incluem defasagens temporais e espaciais das variáveis endógenas. Ao contrário dos modelos VAR padrão, que não permitem a modelagem conjunta das dinâmicas de interdependência espaço-temporal dentro de um grupo de economias conectadas (países, regiões, estados, municípios), nos modelos SpVAR as variáveis endógenas podem exibir comovimentos ao longo do tempo e do espaço.

Até pouco tempo, poucos estudos incorporavam aspectos espaciais nas especificações de um modelo VAR. Entre estes, podem ser citadas as contribuições seminais de Carlino e De Fina (1995), que ajustaram um VAR tradicional para uma variável observada em diversas regiões e LeSage e Pan (1995) (subsequentemente, generalizado por LESAGE; KRIVELYOVA, 2002), que introduziram filtros espaciais em um modelo VAR bayesiano com o objetivo de melhorar a performance preditiva fora da amostra dos modelos estimados.

Conley e Dupor (2003) e Neusser (2008), baseando-se no trabalho de Chen e Conley (2001), utilizaram um VAR semiparamétrico para examinar interdependências setoriais. Em tais modelos, o efeito de um setor sobre outro é função da distância econômica entre eles, e estas distâncias são utilizadas para impor restrições que possibilitam estimar o modelo SpVAR proposto. Mais recentemente, Azomahou, Diebolt e Mishra (2009) utilizaram uma especificação de um VAR espacial baseado em Chen e Conley (2001) e Conley e Dupor (2003) para estudar os efeitos espaciais do sistema demográfico no crescimento.

Di Giacinto (2003, 2006, 2010) utilizou informação espacial prévia em modelos VAR estruturais, com o intuito de fornecer restrições sobre os parâmetros que permitiram a identificação das funções de resposta a impulsos estruturais derivadas dos modelos estimados. De forma mais geral, Pesaran, Schuermann e Weiner (2004) e Dees et

al. (2007) introduziram especificações de VAR Globais (VARG) para estudar flutuações macroeconômicas internacionais, em que a informação espacial foi utilizada para modelar as interdependências regionais que podem existir entre as variáveis consideradas. O modelo SpVAR adotado em Dewachter, Houssa e Toffano (2010) para analisar a propagação ao longo do tempo e do espaço de choques macroeconômicos na Europa é uma versão restrita deste tipo de modelo global.

Beenstock e Felsenstein (2007) desenvolveram modelos VAR espaciais multivariados, que incluem defasagens espaciais bem como temporais e que contêm componentes de erro espaciais. Kuethe e Pede (2011) utilizam uma abordagem similar, mas dentro de uma especificação da forma reduzida mais simples para modelar ciclos de preços regionais de moradias. De forma semelhante, Brady (2011) utiliza uma especificação do modelo autorregressivo espacial para medir a difusão dos preços de moradias ao longo do espaço e do tempo.

Por fim, Canova e Ciccarelli (2009) introduziram modelos VAR em painel bayesianos bastante gerais, os quais possibilitam interdependências entre as unidades de seção cruzada, dinâmicas específicas para cada unidade e parâmetros que variam com o tempo.

Após esta rápida revisão de literatura acerca de modelos VAR espaciais, introduzem-se as especificações utilizadas na presente pesquisa. Seja  $Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{G,t})'$  um vetor  $G \times 1$  de variáveis endógenas estacionárias que sintetizam o estado da economia para um Estado no tempo  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ). Para cada Estado, a especificação da forma reduzida do modelo SpVAR proposto (de ordem  $p$ ) assume a seguinte forma:

$$Z_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Z_{t-1} + \dots + \Gamma_p Z_{t-p} + \Phi_0 t + U_t \quad (1)$$

em que  $Z_t = (Y_t, Y_t^*)'$  é um vetor  $2G \times 1$ ;  $\Gamma_j$  ( $j = 0, 1, \dots, p$ ) e  $\Phi_0$  são matrizes  $2G \times 1$  de coeficientes a serem estimados;  $U_t$  é um vetor  $2G \times 1$  de erros não autocorrelacionados com média zero e matriz de covariância não singular,  $\Sigma_i$ ; e  $Y_t^* = (WY_t)$  é um vetor  $G \times 1$  de variáveis endógenas defasadas espacialmente, com  $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{Nt})$  e  $W$  sendo uma matriz padronizada  $N \times N$  de pesos espaciais normalizada pela linha com elementos  $w_{ijt}$  que variam ao longo do tempo. Para cada estado, o vetor  $Y_t^*$  de defasagens espaciais sintetiza a situação da

economia nas regiões vizinhas e seus componentes,  $y_{g,it}^* = \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{g,jt}$ , são uma média ponderada de  $y_g$  em todas as regiões exceto na  $i$ -ésima (porque por convenção  $w_{ii} = 0$ ).

Tendo em mente a transmissão potencial de choques entre regiões (estados) via intermediação financeira, pode ser reducionista determinar os vizinhos de São Paulo, por exemplo, por um critério meramente de contiguidade quando a economia paulista possui grande importância no fluxo de recursos financeiros via intermediação financeira com a maioria dos estados do Brasil.

Assim, motiva-se a utilização de uma matriz de vizinhança por um critério de dissimilaridade socioeconômica, em que se estabelece que o grau de interdependência (vizinhança) entre duas regiões é tão maior quanto maior for a diferença entre seus índices de preferência por liquidez bancário (IPLB) dado que, pelo modelo de Dow (1987), haverá um vazamento de recursos via intermediação financeira das regiões com um alto índice de preferência por liquidez para aquelas regiões em que tal índice é baixo. Tal esquema tem a vantagem de estabelecer uma interação entre duas regiões independentemente de estarem próximas ou distantes geograficamente (ALMEIDA, 2012).

Desta forma, com base no estudo de Crocco, Cavalcante e Castro (2003) define-se o IPLB como:

$$IPLB = \frac{DAp + DA_g}{OC} \quad (2)$$

em que:

$DAp$  representa os depósitos à vista do setor privado,  $DA_g$  os depósitos à vista do governo e  $OC$  as operações de crédito. Quanto maior o índice especificado em (2), maior a preferência por liquidez dos bancos. De acordo com Cavalcante (2006), esta relação capta em que magnitude o banco opta por disponibilizar suas obrigações mais imediatas em relação a seus ativos de maior prazo. As contas utilizadas refletem, respectivamente, a disposição do público em manter seus ativos o mais líquidos possíveis (depósitos à vis-

ta) e a intenção dos bancos em emprestar, ou seja, diminuir a liquidez de seus ativos (operações de crédito). Dessa forma, quanto maior o índice, mais alta a preferência pela liquidez dos bancos em uma determinada região. Isto pode ser reflexo de uma elevada proporção de depósitos em relação ao crédito (indicando uma menor disposição do sistema bancário em alongar o prazo de suas obrigações, mantendo-as mais líquidas) ou de uma decisão dos bancos em conceder pouco crédito, mantendo seus ativos mais líquidos. Nos termos do modelo de Dow (1987), tais índices definirão regiões periféricas e regiões centrais no contexto da intermediação financeira.

A Matriz  $W$  de diferenciais de IPLB será formada pelos elementos assim definidos:

$$w_{ijt}(d_{IPLB}) = \begin{cases} |IPLB_{it} - IPLB_{jt}|, & se \ i \neq j \\ 0, & se \ i = j \end{cases} \quad (3)$$

em que:  $d_{IPLB}$  representa a distância do IPLB entre dois estados  $i$  e  $j$  no período  $t$ . Utiliza-se o módulo para garantir que os pesos não sejam negativos. Conforme demonstram Crocco, Cavalcante e Barra (2003), existe uma clara segmentação do território brasileiro entre centro e periferia no que diz respeito ao indicador de preferência por liquidez, além disso, tal segmentação se mostrou persistente ao longo da década de 1990 e início dos anos 2000.

Nota-se que a especificação do modelo como apresentada permite a estimação de uma dinâmica espacial heterogênea, porque se assume que os parâmetros variam de forma irrestrita ao nível de cada região. Também pode ser visto que as relações contemporâneas entre as variáveis endógenas não são modeladas explicitamente, mas capturadas pelos elementos da matriz de covariâncias  $\Sigma_t$ . Como resultado, este modelo é mais geral do que os demais propostos na literatura quanto ao aspecto de heterogeneidade, mas mais restrito quanto ao aspecto de simultaneidade entre as variáveis endógenas.

Apresentado de forma desagregada, o modelo SpVAR para cada estado pode ser expresso como:

$$\begin{cases} Y_t = \Gamma_0^1 + \Gamma_1^1 Y_{t-1} + \Gamma_2^1 Y_{t-2} + \dots + \Gamma_p^1 Y_{t-p} + \Gamma_{p+1}^1 Y_{t-p}^* + \Phi_0^1 t + U_t^1 \\ Y_t^* = \Gamma_0^2 + \Gamma_1^2 Y_{t-1} + \Gamma_2^2 Y_{t-2} + \dots + \Gamma_p^2 Y_{t-p} + \Gamma_{p+1}^2 Y_{t-p}^* + \Phi_0^2 t + U_t^2 \end{cases} \quad (4)$$

Esta expressão implica que o modelo VAR espacial proposto pode ser visto como uma extensão do modelo VAR para o vetor  $Y_t$ . As equações na forma reduzida incluem variáveis determinísticas, um conjunto de variáveis defasadas temporalmente (como no VAR tradicional), e um conjunto novo de defasagens espaciais defasadas temporalmente.

Para identificação do modelo VAR espacial apresentado, assume-se o modelo-AB proposto por Amisano e Giannini (1997). Desta forma, sendo  $A$  uma matriz  $G \times G$  de relações contempo-

râneas entre as variáveis do modelo e  $B$  uma matriz  $G \times G$  de relações contemporâneas entre os erros estruturais, ter-se-á que impor um mínimo de  $G^2 + \frac{G(G-1)}{2}$  restrições sobre as matrizes  $A$  e  $B$  para identificação de cada modelo VAR espacial.

O modelo VAR espacial será composto pelas variáveis IPLB e VAZ, juntamente com as suas recíprocas defasadas espacialmente. A variável VAZ será definida conforme em Alves e Júnior (2010), assim:

$$VAZ = \left[ \left( \frac{DAP + DAG + DPO + DPR}{OC} \right) - 1 \right] * OC \quad (5)$$

em que  $DAP$ ,  $DAG$  e  $OC$  são conforme definidos anteriormente,  $VAZ$  representa o ganho/perda de recursos,  $DPO$  os depósitos de poupança e  $DPR$  os depósitos a prazo. Caso a variável  $VAZ$  assuma valores positivos, isso implica que o estado é um exportador líquido de recursos via depósitos (perda), e, para valores negativos, têm-se o oposto (ganho).

Portanto, o modelo VAR espacial para cada estado será composto por quatro variáveis, sendo duas delas defasadas espacialmente. Denotando as variáveis WIPLB e WVAZ como as variáveis IPLB e VAZ defasadas espacialmente e os erros da forma reduzida por  $u_t = (u_t^{IPLB}, u_t^{VAZ}, u_t^{WIPLB}, u_t^{WVAZ})$  e os erros da forma estrutural por  $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{IPLB}, \varepsilon_t^{VAZ}, \varepsilon_t^{WIPLB}, \varepsilon_t^{WVAZ})$ , assume-se, baseando-se na teoria pós-keynesiana e, mais especificamente, no modelo de Dow (1987), que a relação entre os erros da forma reduzida e os erros estruturais é dada por:

$$\begin{aligned} u_t^{IPLB} &= b_{11} \varepsilon_t^{IPLB} \\ u_t^{VAZ} &= a_{21} u_t^{IPLB} + b_{22} \varepsilon_t^{VAZ} \\ u_t^{WIPLB} &= b_{33} \varepsilon_t^{WIPLB} \\ u_t^{WVAZ} &= a_{43} u_t^{WIPLB} + b_{44} \varepsilon_t^{WVAZ} \end{aligned} \quad (6)$$

Neste contexto, as quatro equações formam um modelo-AB que pode ser escrito na forma  $Au_t = B\varepsilon_t$ :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & a_{43} & 1 \end{pmatrix} u_t = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} \end{pmatrix} \varepsilon_t \quad (7)$$

Como  $G=4$ , é necessário um mínimo de  $G^2 + \frac{G(G-1)}{2} = 22$  restrições nas matrizes  $A$  e  $B$  para identificação do modelo. Com 4 uns e 10 zeros em  $A$  e 12 zeros em  $B$ , a condição é satisfeita e o modelo é sobre identificado.

O modelo VAR espacial estrutural será utilizado para dois propósitos. Primeiro, testes de causalidade de Granger espacial serão realizados a fim de se testar a existência de transbordamentos regionais estatisticamente significativos. Segundo, os modelos estimados serão utilizados para simular efeitos dinâmicos espaço-temporais a partir de choques exógenos dentro do sistema. Neste âmbito, a análise das funções de resposta a impulso é mais geral do que nos modelos VAR tradicionais, porque um choque exógeno que ocorre em uma dada região (ou em um grupo de regiões) em um período pode afetar as condições econômicas de outras regiões em períodos subsequentes. Consequentemente, choques podem se propagar ao longo do tempo bem como pelo espaço, permitindo a existência de efeitos de transbordamento espacial, dado que um choque exógeno pode se espalhar pelas regiões consideradas como vizinhas e vice-versa.

### 3.2 Fonte de dados e procedimentos

Para a análise do modelo, definiram-se duas variáveis conforme descrito em (2) e (5). A variável definida em (5) foi utilizada nos estudos de Alves e Júnior (2010) e Ferreira Júnior e Sorgato (2007). Já a variável definida em (1.2) foi utilizada nos estudos de Crocco, Cavalcante e Castro (2005), Cavalcante, Crocco e Jayme Júnior (2006) e Romero e Jayme Jr. (2013). Para a construção das variáveis,

utilizaram-se dados mensais de janeiro de 2000 a novembro de 2014 para os 27 estados brasileiros.

O Quadro 1 resume os dados utilizados, o período de análise, a unidade de medida e a fonte dos mesmos. Todos os dados foram corrigidos pelo IGP-DI tendo como base dezembro de 2010.

Quadro 1 – Descrição dos dados empregados para verificar o transbordamento de recursos via intermediação financeira

Dados	Período	Unidade de medida	Fonte
Depósitos à vista do governo	Jan/2000 nov/2014	R\$ 1000 de 2010	BACEN
Depósitos à vista do setor privado	Jan/2000 nov/2014	R\$ 1000 de 2010	BACEN
Depósitos a prazo	Jan/2000 nov/2014	R\$ 1000 de 2010	BACEN
Depósitos de poupança	Jan/2000 nov/2014	R\$ 1000 de 2010	BACEN
Operações de crédito	Jan/2000 nov/2014	R\$ 1000 de 2010	BACEN

Fonte: Elaborado pelos autores.

Como pode ser visto pelo Quadro 1, os dados são mensais e cobrem o período de janeiro de 2000 a novembro de 2014. O período inicial da análise foi selecionado, segundo o critério de disponibilidade dos dados, tendo em vista que o Bacen, desde janeiro de 2000, começou a divulgar os dados mensais das variáveis supramencionadas para o ano inteiro (antes de 2000 só eram divulgados os dados de dezembro de cada ano). O período final foi definido pelo momento de execução da pesquisa.

Os dados são fruto do acompanhamento e normatização dos aspectos financeiros dos bancos, que passou a ser realizado pelo Bacen, mediante o Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (Cosif). O Cosif foi criado pela Circular Bacen nº 1.273, em 29 de dezembro de 1987, “com o objetivo de unificar os diversos planos contábeis existentes à época e uniformizar os procedimentos de registro e elaboração de demonstrações financeiras, o que veio a facilitar o acompanhamento, análise, avaliação do desempenho e controle das instituições integrantes do Sistema Financeiro Nacional” (BACEN, 2014).

Por meio do Cosif, o Bacen divulga o Consolidado Econômico Financeiro dos Bancos (Conef), a Estatística Econômico-Financeira (Estfin) e a Estatística Bancária Mensal (Estban). Vale ressaltar algumas limitações contidas nos dados, quais sejam:

- As informações são de caráter declaratório pelas instituições financeiras e não são consolidadas;

- Abrangem basicamente instituições financeiras depositárias, isto é, que recebem depósitos à vista;
- As operações de crédito são registradas segundo o domicílio da instituição financeira. Eventualmente se referem a agências centralizadoras de determinadas operações de crédito (Exemplo: Uma operação contratada por um tomador de crédito no Pará junto ao Citibank, por exemplo, pode estar registrada no município de São Paulo).

A primeira limitação supracitada pode introduzir erros de medida nos dados, na medida em que o Bacen não consolida os dados para averiguar a veracidade das informações. Existe somente um poder coercitivo que induz as instituições financeiras a declararem os dados corretos em vista de uma possível auditoria futura.

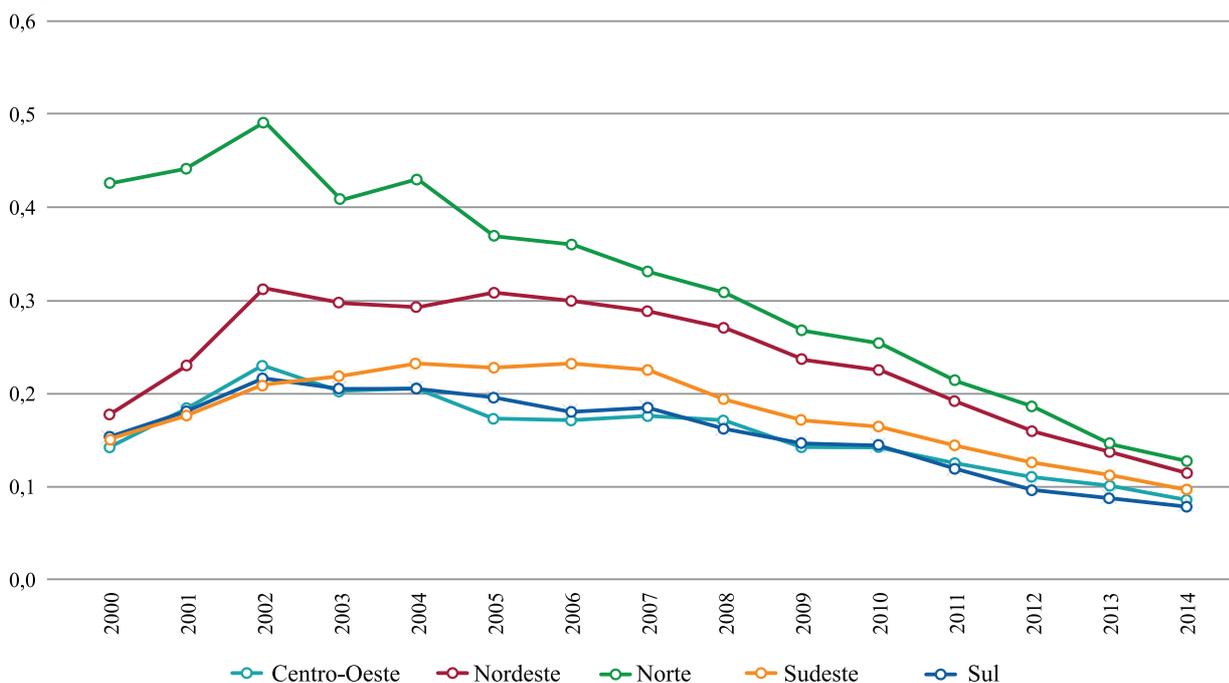
A segunda limitação diz respeito ao alcance dos dados, visto que limita o escopo de instituições financeiras a bancos múltiplos com carteira comercial, bancos comerciais, Caixa Econômica Federal e cooperativas de crédito. Desta forma, ficam excluídos agências de fomento, associações de poupança e empréstimo, bancos de câmbio, bancos de desenvolvimento, bancos de investimento, companhias hipotecárias, cooperativas centrais de crédito, sociedades de crédito, sociedades de crédito, financiamento e investimento (SCFI), sociedades de crédito imobiliário e sociedades de crédito ao microempreendedor.

O terceiro ponto é o que representa o principal desafio na composição do fluxo de recursos entre os estados, isto porque não se dispõe de um método capaz de mensurar o tamanho do viés que este problema pode causar nas estimativas. Tal fato ocorre porque os agentes autorizados a captar depósitos à vista costumam centralizar as operações de crédito em determinadas agências. Desta forma, um recurso repassado para financiar uma operação de crédito, por exemplo, por uma agência atuando no estado de Sergipe para uma atuando no estado de São Paulo, pode ter seu valor registrado no estado do Rio de Janeiro, se a agência centralizadora desta operação de crédito for ali sediada.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Na Figura 1, tem-se a evolução temporal do IPLB médio das regiões brasileiras no período de janeiro de 2000 a novembro de 2014.

**Figura 1 –** IPLB médio das regiões brasileiras no período de 2000 a 2014



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

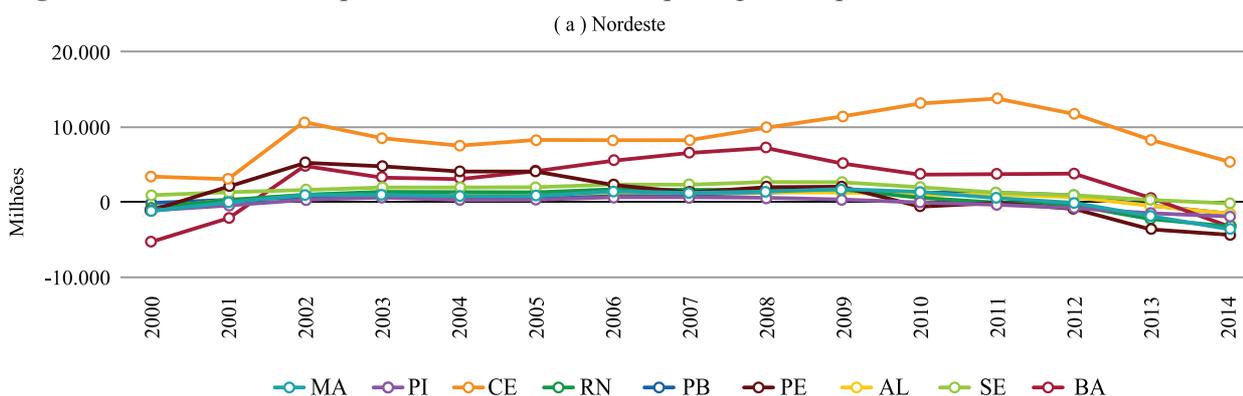
A primeira característica que emerge ao se analisar a Figura 1 é que a Região Norte é a que apresenta o maior IPLB médio, seguida pela região Nordeste, Sudeste, Centro-Oeste e Sul. A segunda característica é que, em geral, esse ranqueamento não sofreu grandes alterações ao longo do período analisado, a não ser por uma pequena alternância entre as regiões Sul e Centro-Oeste.

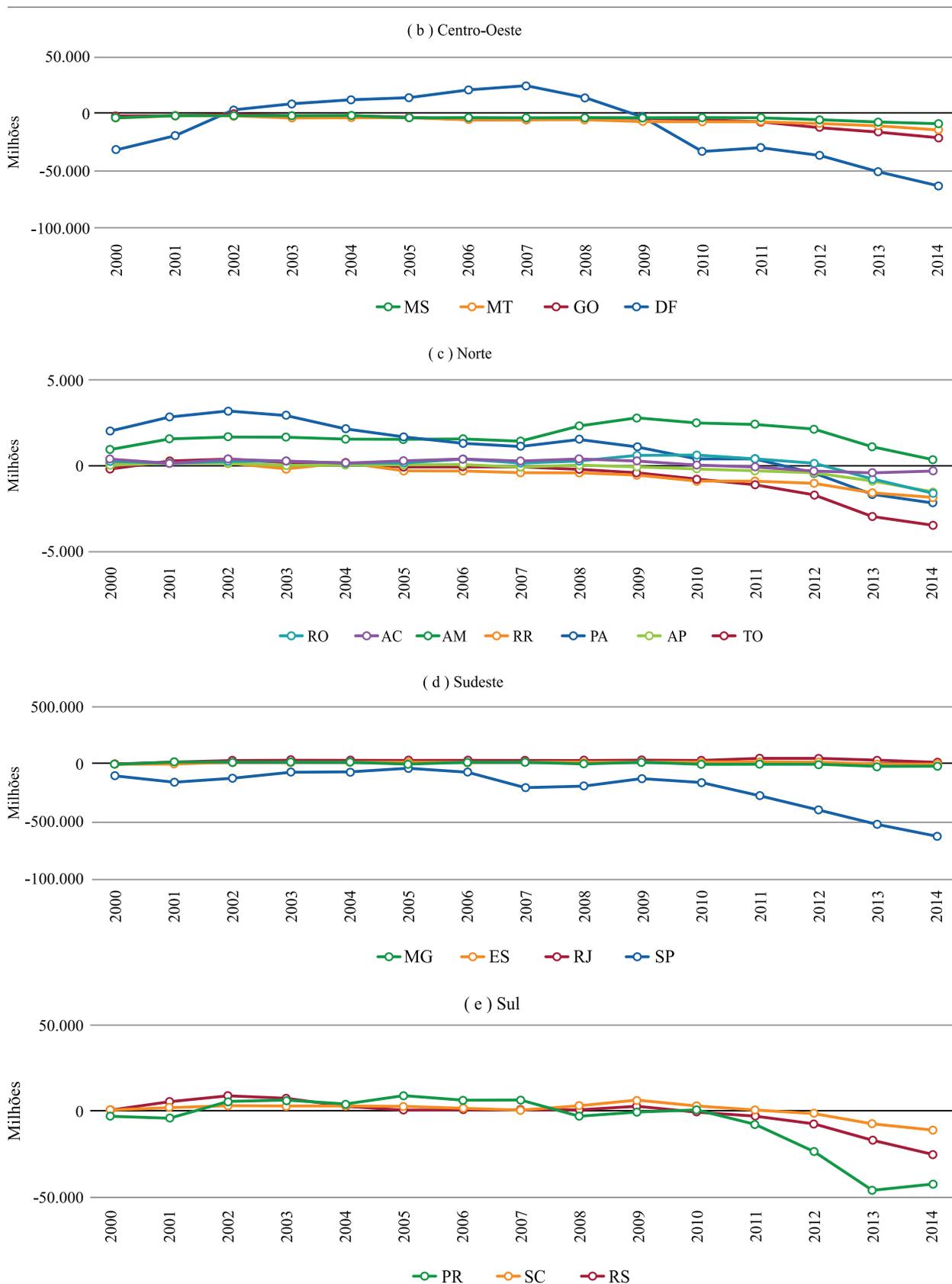
Por fim, uma última característica é que houve tendência de queda do IPLB médio em todas

as regiões, denotando um fenômeno conjuntural brasileiro que não é regional- específico. Nos termos do modelo da Dow (1987), é como se, ao longo deste período, a expectativa dos agentes no valor esperado dos ativos estivesse melhorando.

Com relação à variável VAZ, a Figura 2 apresenta a variável vazamento para os estados brasileiros, por região, no período de janeiro de 2000 a novembro de 2014.

**Figura 2 –** Vazamento para os estados brasileiros, por região, no período de 2000 a 2014





Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Ao se analisar a Figura 2, vê-se que as regiões Nordeste e Norte (painéis (a) e (c), respectivamente) são as que apresentaram, com a maior frequência de anos, o comportamento de exportadora de recursos financeiros, denotado por valores positivos da vari-

ável VAZ. Por outro lado, as regiões Centro-Oeste e Sudeste (painéis (b) e (d)) foram as que vivenciaram o comportamento de importador de recursos financeiros com a maior frequência de anos. Por último, a Região Sul teve um comportamento de exporta-

dora até 2010, passando a ser importadora a partir de então. A próxima seção expõe os resultados do modelo SpVAR estimado, utilizando-se a matriz espacial dos diferenciais absolutos do IPLB.

#### 4.1 Vazamento de recursos com a matriz de diferenciais absolutos do IPLB

Como já destacado neste trabalho, utilizou-se como critério de vizinhança uma matriz de pesos espaciais dinâmica, em que os diferenciais absolutos do IPLB foram calculados mensalmente ao longo do período de janeiro de 2000 a novembro de 2014, chegando-se a um total de 179 matrizes. Desta forma, buscou-se incorporar, nos pesos espaciais, mudanças que ocorreram nesses diferenciais, tornando tão acurado quanto possível tal critério de vizinhança, o que poderia ser distorcido pelo uso de algum critério estático, já que se utiliza, no presente contexto, uma variável socioeconômica que sofre alterações ao longo do tempo.

A matriz de pesos espaciais está normalizada pela linha, assim, a soma de cada linha totaliza a unidade, e cada linha apresenta o grau de associação do estado da linha  $i$  com aquele disposto na coluna  $j$ . O grau de associação, ou o peso espacial, foi construído de forma que quanto mais distinto for um estado do outro em termos do IPLB, mais conectados eles estão em termos espaciais.

Este critério foi definido com base no modelo de Dow (1987), que estabelece que o vazamento de recursos financeiros ocorre entre as entidades econômicas “centro” e “periferia”, de modo que o centro é caracterizado por baixos valores de IPLB e a periferia por altos valores.

Antes de se estimar os modelos SpVAR, realizou-se os testes de raiz unitária, o diagnóstico de estabilidade, os testes de normalidade, autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos de todos os modelos SpVAR estimados para cada um dos estados brasileiros.<sup>1</sup>

Para todos os testes de raiz unitária realizados, para todos os estados, não se rejeitou a hipótese de que as variáveis possuem uma raiz unitária. Neste sentido, optou-se por estimar o modelo em primeira diferença na forma *lin-log*, dado que a variável dependente assume valores negativos. Conforme exposto por Bertanha e Haddad (2008,

p.13), a recomendação é de que as variáveis usadas no VAR sejam estacionárias, sendo uma das alternativas sugeridas pela literatura utilizar as séries em primeira-diferença caso não sejam estacionárias. Por outro lado, perdem-se as possíveis inter-relações de longo prazo entre as variáveis. A alternativa seria testar se há relações de cointegração entre as variáveis e, caso haja, utilizar o Modelo Vetorial de Correção de Erros (MVCE), que gera estimativas eficientes sem perda das informações de longo prazo das séries. Entretanto, o objetivo deste estudo é o de medir os impactos do IPLB e do VAZ sobre a economia apenas no curto prazo.

O diagnóstico de estabilidade de todos os modelos SpVAR estimados para cada um dos estados brasileiros apresentou autovalores que se situaram dentro do círculo unitário, indicando que os modelos estimados são estáveis.

Os testes de normalidade dos resíduos rejeitaram a hipótese nula de normalidade ao nível de significância de 1%, já para os testes de heterocedasticidade conjunto dos resíduos, somente os modelos estimados para os estados de Rondônia, Amazonas, Roraima, Amapá, Piauí, Minas Gerais e Rio Grande do Sul apresentaram erros homocedásticos.

Por fim, para os testes de autocorrelação dos resíduos, incluíram-se tantas defasagens temporais quanto necessárias para se obter ausência de autocorrelação. Este critério sobrepujou os critérios de Informação de Akaike, Schwartz, Hannan-Quinn e Predição do Erro Final, usualmente utilizados para se definir o número de defasagens, porque nem sempre tais critérios indicavam um número de defasagens que produzissem não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação.

No intuito de avaliar a existência do efeito do IPLB sobre o VAZ, a Tabela 1 apresenta o Teste de Causalidade de Granger para os modelos SpVAR( $p, q$ ) de todos os estados brasileiros, em que  $p$  denota a defasagem temporal da variável interna e  $q$  a defasagem temporal da variável externa ou espacial.

<sup>1</sup> Os resultados foram omitidos por questões de espaço e podem ser obtidos junto aos autores.

Tabela 1 – Teste de Causalidade de Granger do efeito do IPLB sobre o VAZ para os estados brasileiros

UF	Estado	Modelo	Estatística	Rejeita-se $H_0$ ?
NORTE	RO	SPVAR(4,4)	7.870094* (0.0965)	Sim
	AC	SPVAR(2,2)	0.334574 <sup>NS</sup> (0.8460)	Não
	AM	SPVAR(4,4)	26.41990*** (0.0000)	Sim
	RR	SPVAR(5,5)	8.827139 <sup>NS</sup> (0.1162)	Não
	PA	SPVAR(5,5)	6.412262 <sup>NS</sup> (0.2681)	Não
	AP	SPVAR(4,4)	17.28010*** (0.0017)	Sim
	TO	SPVAR(5,5)	10.88058* (0.0538)	Sim
NORDESTE	MA	SPVAR(5,5)	19.64898*** (0.0015)	Sim
	PI	SPVAR(4,4)	12.03440** (0.0171)	Sim
	CE	SPVAR(2,2)	2.088592 <sup>NS</sup> (0.3519)	Não
	RN	SPVAR(5,5)	18.80458 <sup>NS</sup> (0.0021)	Sim
	PB	SPVAR(5,5)	27.27400*** (0.0001)	Sim
	PE	SPVAR(2,2)	1.678180 <sup>NS</sup> (0.4321)	Não
	AL	SPVAR(6,6)	18.18385*** (0.0058)	Sim
SUDESTE	SE	SPVAR(1,1)	0.029582 <sup>NS</sup> (0.8634)	Não
	BA	SPVAR(2,2)	3.364688 <sup>NS</sup> (0.1859)	Não
	MG	SPVAR(5,5)	8.470592 <sup>NS</sup> (0.1321)	Não
	ES	SPVAR(1,1)	4.005028** (0.0454)	Sim
	RJ	SPVAR(2,2)	0.746507 <sup>NS</sup> (0.6885)	Não
SUL	SP	SPVAR(5,5)	6.842725 <sup>NS</sup> (0.2326)	Não
	PR	SPVAR(5,5)	1.673376 <sup>NS</sup> (0.8922)	Não
	SC	SPVAR(3,3)	6.084598 <sup>NS</sup> (0.1076)	Não
CENTRO-OESTE	RS	SPVAR(6,6)	7.516740 <sup>NS</sup> (0.2757)	Não
	MS	SPVAR(6,6)	9.405859 <sup>NS</sup> (0.1520)	Não
	MT	SPVAR(5,5)	7.026810 <sup>NS</sup> (0.2187)	Não
	GO	SPVAR(5,5)	5.395385 <sup>NS</sup> (0.3696)	Não
	DF	SPVAR(5,5)	18.42342*** (0.0025)	Sim

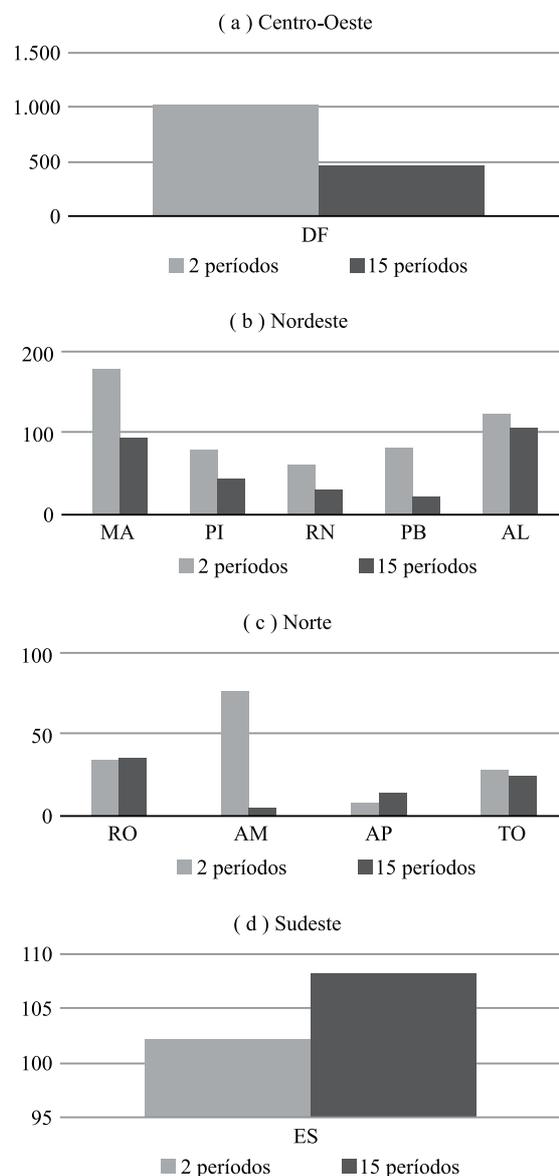
Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.  
 Nota: \*\*\* Significativo a 1%, \*\* significativo a 5%, \* significativo a 10% e NS não significativo.  $H_0$ : IPLB não Granger causa o VAZ.

Pela análise da Tabela 1, vê-se que, nos níveis usuais de 1%, 5% e 10% de significância

estatística, o IPLB Granger causa a variável VAZ, em sua maioria, nos estados situados nas regiões Norte e Nordeste, sendo as exceções os estados do Espírito Santo e o Distrito Federal, localizados nas regiões Sudeste e Centro-Oeste, respectivamente.

Todavia, resta saber se o impacto do IPLB sobre o VAZ atua no sentido de aumentá-lo ou diminuí-lo. Visando a elucidar este ponto, a Figura 3 apresenta os resultados da Função de Resposta Acumulada a Impulso (FRAI) da variável VAZ quando se realiza o choque de um desvio padrão sobre o IPLB, para todos os estados em que o Teste de Causalidade de Granger foi significativo.

Figura 3 – Função Impulso Resposta Acumulada do impacto de um desvio padrão no IPLB sobre o VAZ em estados do Centro-Oeste (a), Nordeste (b), Norte (c) e Sudeste (d)



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

O que se depreende da análise da Figura 3 é que, para todos os estados em que o Teste de Causalidade de Granger é significativo, tem-se um efeito positivo sobre o VAZ do choque de um desvio padrão sobre o IPLB. Todas as FRAI's apresentaram valores positivos mesmo decorridos 15 períodos do choque inicial. Em outras palavras, nestes estados, choques sobre o IPLB têm o efeito de ampliar o vazamento de recursos por meio da intermediação financeira. Além disso, conforme demonstram os resultados da análise exploratória dos dados, anteriormente realizada, percebe-se que este efeito ocorre, em grande parte, em estados inseridos em regiões que apresentaram altos valores de IPLB e valores positivos de vazamento de recursos (exportadores de recursos financeiros) durante a maior parcela do período compreendido entre os anos de 2000 e 2014.

Apesar de indicar a direção do efeito e definir quais estados têm sua disponibilidade de recursos afetada pelo IPLB, a Tabela 1 não diz nada sobre questões de interdependência espacial entre os estados. No intuito de suprir esta lacuna, a Tabela 2 realiza o mesmo tipo de análise da Tabela 1, contudo o Teste de Causalidade de Granger é feito sobre a defasagem espacial do IPLB, o que foi denominado de WIPLB.

Na Tabela 2 é possível identificar o efeito "Push-In", em que o valor do IPLB dos vizinhos de um determinado estado influencia o valor da variável VAZ deste estado. Nota-se que o efeito "Push-In" só não está presente nos estados da região Sudeste. Outra característica é que, em todos os estados do Centro-Oeste, tal efeito se mostra presente. Além disso, a incidência do efeito é bastante heterogênea, pois se vê a sua existência tanto em estados inseridos em regiões com valores médios positivos da variável VAZ e valores médios altos do IPLB, quanto em estados que estão em regiões que demonstram comportamento oposto para estas variáveis.

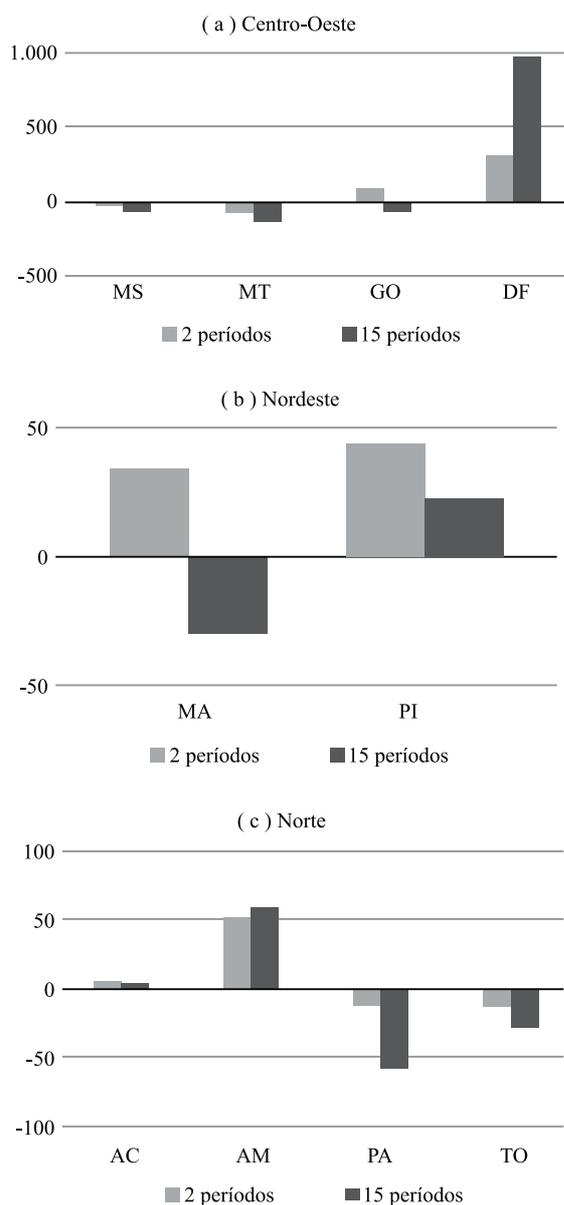
**Tabela 2** –Efeito "Push-In" do WIPLB sobre o VAZ para os estados brasileiros

UF	Estado	Modelo	Estatística	Rejeita-se $H_0$ ?
NORTE	RO	SPVAR(4,4)	1.661805 <sup>NS</sup> (0.7976)	Não
	AC	SPVAR(2,2)	5.437102* (0.0660)	Sim
	AM	SPVAR(4,4)	17.61925*** (0.0015)	Sim
	RR	SPVAR(5,5)	7.991712 <sup>NS</sup> (0.1567)	Não
	PA	SPVAR(5,5)	9.329141* (0.0966)	Sim
	AP	SPVAR(4,4)	2.130673 <sup>NS</sup> (0.7117)	Não
	TO	SPVAR(5,5)	19.10006*** (0.0018)	Sim
NORDESTE	MA	SPVAR(5,5)	16.36028*** (0.0059)	Sim
	PI	SPVAR(4,4)	12.31243** (0.0152)	Sim
	CE	SPVAR(2,2)	2.441892 <sup>NS</sup> (0.2950)	Não
	RN	SPVAR(5,5)	8.032993 <sup>NS</sup> (0.1544)	Não
	PB	SPVAR(5,5)	6.597141 <sup>NS</sup> (0.2524)	Não
	PE	SPVAR(2,2)	0.990189 <sup>NS</sup> (0.6095)	Não
	AL	SPVAR(6,6)	10.36307 <sup>NS</sup> (0.1102)	Não
	SE	SPVAR(1,1)	0.326640 <sup>NS</sup> (0.5676)	Não
BA	SPVAR(2,2)	0.276558 <sup>NS</sup> (0.8709)	Não	
SUDESTE	MG	SPVAR(5,5)	5.418337 <sup>NS</sup> (0.3670)	Não
	ES	SPVAR(1,1)	0.113692 <sup>NS</sup> (0.7360)	Não
	RJ	SPVAR(2,2)	3.206524 <sup>NS</sup> (0.2012)	Não
	SP	SPVAR(5,5)	2.757849 <sup>NS</sup> (0.7373)	Não
SUL	PR	SPVAR(5,5)	11.63461** (0.0402)	Sim
	SC	SPVAR(3,3)	4.387799 <sup>NS</sup> (0.2225)	Não
	RS	SPVAR(6,6)	31.67548*** (0.0000)	Sim
CENTRO-OESTE	MS	SPVAR(6,6)	24.08502*** (0.0005)	Sim
	MT	SPVAR(5,5)	24.58221*** (0.0002)	Sim
	GO	SPVAR(5,5)	19.19031*** (0.0018)	Sim
	DF	SPVAR(5,5)	16.87705*** (0.0047)	Sim

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.  
Nota: \*\*\* Significativo a 1%, \*\* significativo a 5%, \* significativo a 10% e NS não significativo.  $H_0$ : WIPLB não Granger causa o VAZ.

A Figura 4 apresenta os resultados para a FRAI sobre a variável VAZ, do choque de um desvio padrão sobre o WIPLB para todos os estados em que existe o efeito “Push-In” da Tabela 2.

Figura 4 – Função Impulso Resposta Acumulada do impacto de um desvio padrão no WIPLB sobre o VAZ em estados do Centro-Oeste (a), Nordeste (b), Norte (c) e Sul (d)



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Para os estados do Centro-Oeste (painel (a)), Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, nota-se que um choque no WIPLB implica em um impacto acumulado negativo sobre o VAZ, ou seja, tais estados passam a importar recursos financeiros. Para o estado de Goiás, tem-se o mesmo comportamento quando se atinge o horizonte mais longo de 15 períodos após o choque.

O Distrito Federal permanece como exportador de recursos tanto no curto prazo (2 períodos) quanto no longo prazo<sup>2</sup> (15 períodos), sendo que o impacto acumulado após 15 períodos se intensifica.

Para a Região Nordeste (painel (b)), tem-se um comportamento do estado do Maranhão semelhante ao de Goiás, e do estado do Piauí semelhante ao do Distrito Federal, contudo, ao contrário deste último, o impacto acumulado de 15 períodos para o Piauí é inferior ao de curto prazo de 2 períodos.

Na Região Norte (painel (c)), os estados do Acre e do Amazonas se comportam como exportadores de recursos tanto no curto quanto no longo prazo. Já os estados do Pará e Tocantins têm comportamento oposto, como importadores. Por fim, na Região Sul, os estados do Paraná e Rio Grande do Sul apresentaram o comportamento de importadores de recursos no curto e longo prazo, sendo que, no longo prazo, esse comportamento foi intensificado.

Até o momento, realizaram-se análises que implicam no comportamento da variável VAZ em um determinado estado quando esta é afetada pelos valores da variável IPLB em estados vizinhos, o qual se denominou efeito “Push-In”. A partir deste ponto, inicia-se o complemento desta análise, qual seja, a análise do comportamento da variável VAZ nos estados

2 O termo “longo prazo” (15 períodos) aqui, e no que segue, é utilizado apenas para enfatizar que se trata de um período maior do que o de “curto prazo” (2 períodos), não tendo qualquer conexão com relações de equilíbrio de longo prazo.

vizinhos quando esta é afetada pelo comportamento da variável IPLB de um determinado estado, o que se denominou como efeito “Push-Out”.

A Tabela 3 mostra a existência ou não do efeito “Push-Out” do IPLB sobre o WVAZ. A primeira característica que emerge da Tabela 3 é que o efeito “Push-Out” está presente em estados das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. A segunda é que somente um estado da Região Norte, o Amapá, e dois do Nordeste, Paraíba e Alagoas, apresentam significância estatística para esse efeito. No caso da Região Centro-Oeste, o efeito foi significativo para os estados do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

Uma terceira característica é que o efeito “Push-Out” do IPLB sobre o WVAZ parece ser bem menos representativo, em termos de presença nas regiões e estados brasileiros, do que o efeito “Push-In” do WIPLB sobre o VAZ. Em outras palavras, quando se considera o canal de transmissão pela variável IPLB, os estados parecem ser muito mais suscetíveis de serem afetados por seus vizinhos do que, de fato, afetá-los.

Tabela 3 – Efeito “Push-Out” do IPLB sobre o WVAZ para os estados brasileiros

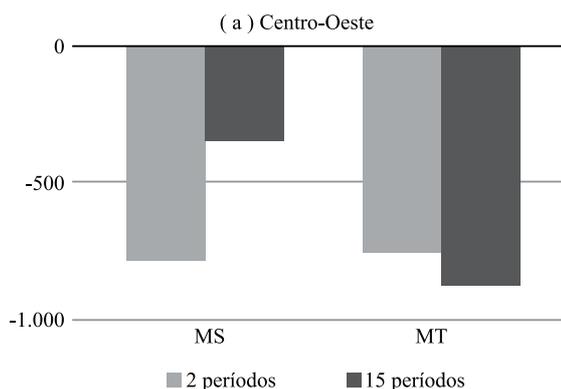
UF	Estado	Modelo	Estatística	Rejeita-se H <sub>0</sub> ?
NORTE	RO	SPVAR(4,4)	1.301689 <sup>NS</sup> (0.8611)	Não
	AC	SPVAR(2,2)	1.614255 <sup>NS</sup> (0.4461)	Não
	AM	SPVAR(4,4)	5.222024 <sup>NS</sup> (0.2653)	Não
	RR	SPVAR(5,5)	4.278692 <sup>NS</sup> (0.5100)	Não
	PA	SPVAR(5,5)	5.380309 <sup>NS</sup> (0.3712)	Não
	AP	SPVAR(4,4)	15.94197 <sup>***</sup> (0.0031)	Sim
	TO	SPVAR(5,5)	7.724150 <sup>NS</sup> (0.1721)	Não
NORDESTE	MA	SPVAR(5,5)	4.773960 <sup>NS</sup> (0.4441)	Não
	PI	SPVAR(4,4)	1.434051 <sup>NS</sup> (0.8383)	Não
	CE	SPVAR(2,2)	0.095592 <sup>NS</sup> (0.9533)	Não
	RN	SPVAR(5,5)	4.827887 <sup>NS</sup> (0.4372)	Não
	PB	SPVAR(5,5)	11.79346 <sup>**</sup> (0.0377)	Sim
	PE	SPVAR(2,2)	0.123547 <sup>NS</sup> (0.9401)	Não
	AL	SPVAR(6,6)	17.09739 <sup>***</sup> (0.0089)	Sim
	SE	SPVAR(1,1)	2.667778 <sup>NS</sup> (0.1024)	Não
	BA	SPVAR(2,2)	0.584384 <sup>NS</sup> (0.7466)	Não

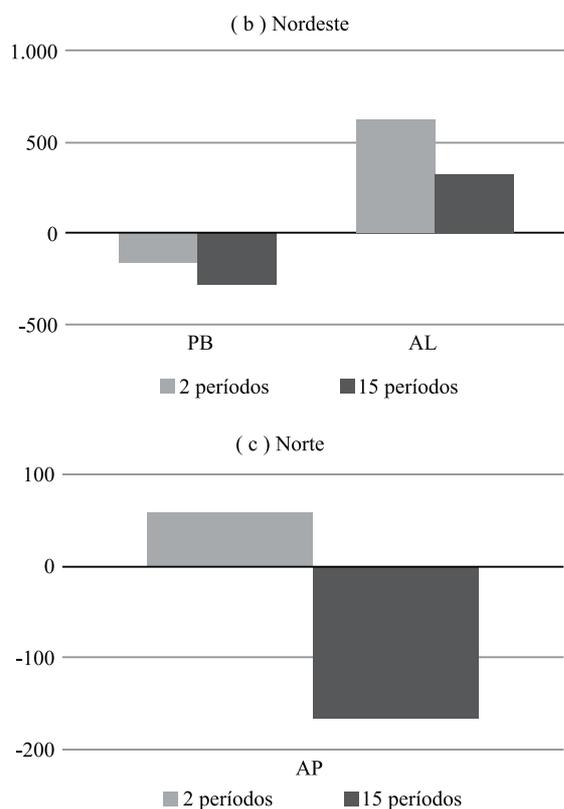
UF	Estado	Modelo	Estatística	Rejeita-se H <sub>0</sub> ?
SUDESTE	MG	SPVAR(5,5)	6.197002 <sup>NS</sup> (0.2875)	Não
	ES	SPVAR(1,1)	0.005046 <sup>NS</sup> (0.9434)	Não
	RJ	SPVAR(2,2)	0.533606 <sup>NS</sup> (0.7658)	Não
	SP	SPVAR(5,5)	7.237852 <sup>NS</sup> (0.2035)	Não
SUL	PR	SPVAR(5,5)	1.404190 <sup>NS</sup> (0.9239)	Não
	SC	SPVAR(3,3)	4.692369 <sup>NS</sup> (0.1958)	Não
	RS	SPVAR(6,6)	6.492367 <sup>NS</sup> (0.3703)	Não
CENTRO-OESTE	MS	SPVAR(6,6)	10.72718 <sup>*</sup> (0.0972)	Sim
	MT	SPVAR(5,5)	9.574473 <sup>*</sup> (0.0882)	Sim
	GO	SPVAR(5,5)	8.697268 <sup>NS</sup> (0.1218)	Não
	DF	SPVAR(5,5)	8.384686 <sup>NS</sup> (0.1363)	Não

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa. Nota: \*\*\* Significativo a 1%, \*\* significativo a 5%, \* significativo a 10% e NS não significativo. H<sub>0</sub>: IPLB não Granger causa o WVAZ.

A Figura 5 ilustra a FRAI do choque de um desvio padrão sobre o IPLB sobre a variável WVAZ para todos os estados em que existe o efeito “Push-Out” da Tabela 3.

Figura 5 – Função Impulso Resposta Acumulada do impacto de um desvio padrão no IPLB sobre o WVAZ em estados do Centro-Oeste (a), Nordeste (b) e Norte (c)





Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Como fica evidenciado pela Figura 5, um choque na variável IPLB para os estados das regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte tem um efeito negativo, no longo prazo, sobre a variável VAZ nos vizinhos de tais estados (WVAZ), ou seja, faz com que estes vizinhos sejam importadores de recursos financeiros, sendo a exceção o estado de Alagoas.

De forma geral e em termos qualitativos, o efeito “*Push-Out*” do IPLB sobre o WVAZ se mostrou semelhante àquele obtido pelo efeito “*Push-In*” do WIPLB sobre o VAZ. Ou seja, os estados afetam seus vizinhos e são afetados por estes por meio da variável IPLB de forma semelhante quando se considera a variável VAZ como resposta a esse choque.

Tendo em vista o exposto, podem-se sintetizar as análises realizadas aos seguintes aspectos gerais:

- Existe um canal de transmissão entre o Índice de Preferência de Liquidez dos Bancos e o vazamento de recursos por meio da intermediação financeira, principalmente, nos estados das regiões Norte e Nordeste, regiões que apresentaram valores médios elevados para o IPLB e médias positivas para o VAZ, indicando que foram regiões exportadoras de recursos financeiros ao longo do período compreendido entre o ano de 2000 e 2014;

- Existe um efeito “*Push-In*” do WIPLB sobre o VAZ, o qual gera um impacto negativo (importador de recursos) sobre o VAZ e que beneficia, principalmente, estados das regiões Centro-Oeste e Sul;
- Existe um efeito “*Push-Out*” do IPLB sobre o WVAZ que se mostrou semelhante àquele obtido pelo efeito “*Push-In*” do WIPLB sobre o VAZ. Em outras palavras, os estados afetam seus vizinhos e são afetados por estes por meio da variável IPLB de forma semelhante quando se considera a variável VAZ como resposta a esse choque. Esse efeito “*Push-Out*” beneficia os vizinhos dos estados das regiões Centro-Oeste, Norte e Nordeste.

Os resultados ora apresentados corroboram aqueles encontrados por Ferreira Júnior e Sorgado (2014), que chegaram à conclusão de que o aumento da preferência por liquidez dos bancos em regiões periféricas como o Nordeste favorece estratégias de transferência de depósitos para as localidades mais desenvolvidas, caso do Sudeste, o que explica o vazamento de depósitos. Desta forma, estes autores acrescentam que as regiões menos dinâmicas e economicamente instáveis sofrem com a insuficiência de crédito, o que pode contribuir para reforçar as desigualdades regionais.

Tais resultados também estão em consonância com o trabalho de Cavalcante, Crocco e Jayme Jr. (2006), que demonstram que, no período de 1988 a 1999, a preferência por liquidez dos bancos se mostra maior naqueles estados brasileiros que menos contribuem para o PIB do país. Neste sentido, os autores apontam que o IPLB responde corretamente ao nível de desenvolvimento dos estados e ao volume de crédito que é gerado neles.

O mesmo é válido para o trabalho de Tada e Araújo (2011), que destacam que o estado de expectativas do setor bancário e seu nível de preferência pela liquidez se tornam fatores-chave para a oferta de crédito e o desenvolvimento local.

De forma semelhante, demonstram aderência ao trabalho de Romero e Jayme Jr. (2013), que constatam que a preferência pela liquidez dos bancos influencia o montante de crédito disponibilizado por região. Além disso, os autores constatam que a preferência pela liquidez dos bancos públicos federais influencia o montante de crédito disponibilizado pelos demais bancos, o que demonstra o seu potencial em liderar o processo de

desenvolvimento regional, fazendo uso de políticas que busquem incentivar o crédito dos bancos privados no País, principalmente, nas regiões mais atrasadas.

Por fim, assim como o trabalho de Crocco, Santos e Amaral (2009), os resultados aqui obtidos indicam uma boa aderência ao modelo de Dow (1987) e à Teoria do Lugar Central, exposta naquele trabalho. Em suma, parece existir uma dualidade entre centro e periferia no Brasil quando se observa a atuação de seu sistema financeiro, a qual gera vazamento de recursos das regiões periféricas para as centrais que, em última instância, determinará a disponibilidade de crédito, o desenvolvimento e, por conseguinte, o hiato entre tais regiões.

## 5 CONCLUSÕES

O presente trabalho analisou, à luz da corrente Pós-Keynesiana de pensamento, mais especificamente, do trabalho de Dow (1987), a existência de vazamento de recursos por meio da intermediação financeira. Embasado no entendimento de que as condições econômicas de uma região estão associadas ao seu grau de preferência por liquidez, o que, em última instância, determina a oferta de crédito da mesma, esta linha de pensamento argumenta que a oferta de crédito em regiões menos desenvolvidas seria menor do que as observadas em regiões desenvolvidas. Isso porque os bancos canalizam os seus recursos para aquelas regiões que apresentam maiores retornos e menores riscos.

Neste contexto, buscando testar empiricamente tal hipótese e tendo em mente que os estados estão “financeiramente” conectados por redes bancárias que atuam em nível nacional, desenvolveu-se um modelo de Vetores Autoregressivos Estruturais Espaciais (SpVAR) para o período de 2000 a 2014 e para cada um dos 27 estados brasileiros. Nessa metodologia, adotou-se um critério de vizinhança que visa captar a ideia de que existe uma segmentação do território brasileiro entre centro e periferia conforme advogado pela teoria pós-keynesiana, como em Dow (1987).

Os resultados indicam que não se rejeita a hipótese de existência de uma relação direta entre o Índice de Preferência dos Bancos (IPLB) e o Vazamento de Recursos (VAZ), principalmente, nos estados das regiões Norte e Nordeste. Ademais, identificou-se, em termos estatísticos, efeitos es-

paciais “*Push-In*” e “*Push-Out*”, do IPLB sobre o VAZ, o que demonstra que os estados sofrem influência e influenciam a atuação da intermediação financeira de seus vizinhos, respectivamente.

Nesse sentido, percebe-se que não se rejeita a hipótese de existência de um efeito “*Push-In*” do IPLB defasado espacialmente (WIPLB) sobre o VAZ, o qual gera um impacto negativo (importador de recursos) sobre o VAZ e que beneficia, principalmente, estados das regiões Centro-Oeste e Sul.

Por outro lado, não se rejeita a hipótese de existência de um efeito “*Push-Out*” do IPLB sobre o WVAZ, que beneficia os vizinhos dos estados das regiões Centro-Oeste, Norte e Nordeste, estados que, em geral, possuem níveis elevados de IPLB e, portanto, são vizinhos de estados com baixo IPLB pelo critério de construção de vizinhança adotado.

Diante de tal quadro, destaca-se a atuação de bancos públicos para minorarem os efeitos de tais vazamentos de recursos, gerando um mecanismo compensatório à atuação da intermediação financeira, ao disponibilizarem crédito e fomentar o desenvolvimento das regiões periféricas.

Além de questões relacionadas aos dados, conforme discutido na metodologia, a principal deficiência do presente trabalho reside no fato de tratar o choque advindo de uma vizinhança como um choque proveniente de um agregado de estados, não sendo capaz de se identificar em qual estado se originou o choque, desta forma, só permitindo identificar características dos vizinhos que tiveram maior peso no choque como, por exemplo, vizinhos de alto/baixo IPLB.

Para trabalhos futuros, sugere-se analisar como os vazamentos ocorrem por meio de um arcabouço que permita identificar em qual estado se originou o choque sobre o IPLB. Desta forma, poder-se-á dizer como um choque no IPLB do estado de São Paulo afeta o vazamento de recursos no estado do Maranhão, por exemplo.

Além disso, sugere-se a análise do vazamento de recursos em resposta a choques em outras variáveis que não o IPLB, dado que os recursos podem migrar de um estado para outro por questões que fujam ao escopo desta variável.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S. **Econometria espacial aplicada**. 1.ed. Campinas: Alínea Editora, 2012.
- ALVES, F. F.; JÚNIOR, A. S. V. A intermediação financeira e a transferência de recursos entre as regiões. Banco do Nordeste. **Informe Macroeconomia, Indústria e Serviços**, ano 4, n. 11, 2010. Disponível em: <[https://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/etene/etene/docs/iis\\_transferencia\\_recursos\\_intermediacao\\_financeira.pdf](https://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/etene/etene/docs/iis_transferencia_recursos_intermediacao_financeira.pdf)>. Acesso em: 15 set. 2012.
- AMADO, A. Moeda, sistema financeiro e trajetórias de desenvolvimento regional desigual. In: LIMA, G. T.; SICSÚ, J.; PAULA, L. F. R. (org). **Macroeconomia moderna: Keynes e a economia contemporânea**. Rio de Janeiro: Campus, 1999.
- AMISANO, G. E.; GIANNINI, C. **Topics in structural VAR econometrics**. Springer, Berlin, 1997.
- AZOMAHOU, T.; DIEBOLT, C.; MISHRA, T. Spatial persistence of demographic shocks and economic growth. **Journal of Macroeconomics**, v. 31, n. 3, p. 98-127, 2009.
- BACEN – BANCO CENTRAL DO BRASIL. 2014. **Sistema Financeiro Nacional**. Recuperado em 11 de abril, 2014, de <<http://www.bcb.gov.br/?sfn>>.
- BEENSTOCK, M.; FELSENSTEIN, D. Spatial vector autoregressions. **Spatial Economic Analysis**, v. 2, n. 2, p. 339-360, 2007.
- BERTANHA, M.; HADDAD E. Efeitos regionais da política monetária no Brasil: impactos e transbordamentos espaciais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 1, p 3-29, 2008.
- BRADY. R. R. Measuring the diffusion of housing prices across space and over time. **Journal of Applied Econometrics**, v. 26, p. 213-231, 2011.
- CANOVA, F. E.; CICCARELLI, M. Estimating multicountry VAR models. **International Economic Review**, v. 50, p. 929-959, 2009.
- CARLINO, G.; DEFINA, R. Regional income dynamics. **Journal of Urban Economics**. v. 37, p. 88-106, 1995.
- CAVALCANTE, A. **Financiamento e desenvolvimento local: um estudo sobre arranjos produtivos**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.
- CAVALCANTE, A.; CROCCO, M.; JAYME JR., F. Preferência pela liquidez, sistema bancário e disponibilidade de crédito regional. In: CROCCO, M.; JAYME JR., F. **Moeda e território: uma interpretação da dinâmica regional brasileira**. Belo Horizonte: Autêntica, 2006.
- CHEN, X. ; CONLEY T.G. A new semiparametric spatial model for panel time series. **Journal of Econometrics**, v. 105, n. 1, p. 59-83, 2001.
- CINTRA, M. A. M. Crédito público e desenvolvimento econômico: a experiência brasileira. In: FERREIRA, F. M. R.; MEIRELLES, B. B. (Org.). **Ensaios sobre economia financeira**. Rio de Janeiro: BNDES, 2009. p. 57-108.
- CONLEY T. G. ; DUPOR B. A spatial analysis of sectoral complementarity. **Journal of Political Economy**, v. 111, n. 2, p. 311-352, 2003.
- CROCCO, M. et al. Polarização regional e sistema financeiro. In: CROCCO, M.; JAYME JR., F. G. (Org.) **Moeda e território: uma interpretação da dinâmica regional brasileira**. Belo Horizonte: Autêntica, 2006.
- CROCCO, M.; CAVALCANTE, A.; CASTRO, C. B. Polarização regional, sistema financeiro e preferência pela liquidez: uma abordagem pós-keynesiana – novos conceitos. ENCONTRO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA POLÍTICA, 8., 2003, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: SBEP, 2003.
- CROCCO, M.; CAVALCANTE, A.; CASTRO, C. B. The behavior of liquidity preference of banks and public and regional development: the case of Brazil. **Journal of Post Keynesian Economics**, Nova York, v. 28, n. 2, p. 217-240, 2005.
- CROCCO, M.; SANTOS, F.; AMARAL, P. **The spatial structure of the financial development in Brazil**. Texto para discussão n. 361. Belo Horizonte: Cedeplar, 2009.

- DEES, S.; DI MAURO, F.; PESARAN, M. H.; SMITH, L. V. Exploring the international linkages of the euro area: A global VAR analysis. **Journal of Applied Econometrics**, v. 22, n. 1, p. 1-38, 2007.
- DEWACHTER, H.; HOUSSA, R.; TOFFANO, P. **Spatial propagation of macroeconomic shocks in Europe**. University of Leuven, 2010. Disponível em: <  
<http://feb.kuleuven.be/eng/ew/discussionpapers/Dps10/Dps1012.pdf>>. Acesso em: 12 ago. 2014.
- DI GIACINTO, V. Differential regional effects of monetary policy: a geographical SVAR approach. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 313-341, 2003.
- DI GIACINTO, V. A generalized space-time ARMA model with an application to regional unemployment analysis in Italy. **International Regional Science Review**, v. 29, n. 2, p. 159-198, 2006.
- DI GIACINTO, V. On vector autoregressive modeling in space and time. **Journal of Geographical Systems**, v. 12, n. 2, p. 125-154, 2010.
- DOW, S. C. The regional composition of the bank multiplier process. In: DOW, S. C. (ed.), **Money and the Economic Process**. Aldershot: Elgar, 1982.
- DOW, S. C. The treatment of money in regional economics. **Journal of Regional Science**, v. 27, n. 1, p. 13-24, 1987.
- FERREIRA JÚNIOR, R. R.; SORGATO, L. A. A. Vazamento de crédito no Nordeste e uma proposta de sistema de financiamento local: o caso de Alagoas. **Economia Política do Desenvolvimento**, v. 1, n. 1, p. 33-63, jan./mar. 2007.
- KUETHE, T. H.; PEDE, V. O. Regional housing prices cycles: A spatio-temporal analysis using US state-level data. **Regional Studies**, v. 45, p. 563-574, 2011.
- LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A. Government ownership of banks. **The Journal of Finance**, v. 57, n. 1, p. 265-301, 2002.
- LESAGE, J. P.; KRIVELYOVA, A. A spatial prior for Bayesian vector autoregressive models. **Journal of Regional Science**, v. 39, n. 2, p. 297-317, 1999.
- LESAGE, J. P.; PAN Z. Using spatial contiguity as Bayesian prior information in regional forecasting models. **International Regional Science Review**, v. 18, p. 33-53, 1995.
- MYRDAL, G. **Teoria econômica e regiões desenvolvidas**. Rio de Janeiro, Editora Saga, 1965.
- NEUSSER, K. Interdependencies of US manufacturing sectoral TFPs: A spatial VAR approach. **Journal of Macroeconomics**, v. 30, p. 991-1.004, 2008.
- PESARAN, M. H.; SCHUERMAN T.; WEINER, S. M. Modelling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconomic model. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 22, p. 129-162, 2004.
- RICHARDSON, H. W. **Regional growth theory**. London: MacMillan, 1973.
- RODRIGUES-FUENTES, C. J. Credit availability and regional development. **Papers in Regional Science**, Malden, v. 77, n. 1, p. 63-75, 1998.
- ROMERO, J. P.; JAYME JR, F. G. Crédito, preferência pela liquidez e desenvolvimento regional: o papel dos bancos públicos e privados no sistema financeiro brasileiro (2001 - 2006). **Ensaio FEE (Impresso)**, v. 34, p. 253-286, 2013.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-47, 1980.
- SORGATO, L. A. A.; FERREIRA JÚNIOR, R. R. Desigualdade financeira regional: vazamento de depósitos no nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 45, n. 2, p. 17-31, abr./jun. 2014.
- TADA, G.; ARAÚJO, E. C. Crédito, moeda e desenvolvimento regional à luz da teoria pós-keynesiana da não neutralidade da moeda. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL ANPEC SUL, 14., 2011, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: Anpec, 2011.

THORTON, J. **A Framework for successful development bank**, Development Bank of Southern Africa, WP 25, 2011.

YEYATI, E.; MICCO, A.; PANIZZA, U. A reappraisal of state-owned banks. **Economía**, v. 7, n. 2, p. 209-247, Spring 2007.

## EFICIÊNCIA DOS GASTOS MUNICIPAIS EM EDUCAÇÃO NO NORDESTE BRASILEIRO

### Efficiency of Municipal Expenditure in Education in the Brazilian Northeast

**Alessandra Maria Gomes Rodrigues**

Economista pela Universidade Regional do Cariri (Urca). rodriguesalessandra19@hotmail.com

**Eliane Pinheiro de Sousa**

Pós-Doutora em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (Esalq/USP), Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV) e Professora do Departamento de Economia da Urca. pinheiroeliane@hotmail.com

**Marcos Antônio de Brito**

Doutor em Economia Aplicada pela UFV e Professor do Departamento de Economia da Urca. ecomab@bol.com.br

---

**Resumo:** Embora a educação seja fundamental, os indicadores educacionais da região Nordeste são os piores dentre as grandes regiões brasileiras. Nesse sentido, este trabalho se propõe avaliar a eficiência dos gastos públicos da rede de ensino municipal no Nordeste brasileiro. A metodologia utilizada é constituída por Análise Envoltória de Dados (DEA), sendo que os produtos foram coletados no Censo Escolar e os insumos na base de dados das Finanças do Brasil (Finbra), ambos para o ano de 2012. Os resultados indicam que os municípios nordestinos podem reduzir, em média, os gastos em 46% e 43%, nos modelos com retornos constantes e variáveis à escala, respectivamente, sem diminuir sua produção educacional. Além disso, com exceção da Paraíba e do Piauí, os demais estados nordestinos obtiveram predominância dos municípios operando com retornos crescentes de escala.

**Palavras-chave:** Educação básica; DEA; Municípios nordestinos.

**Abstract:** Although education is fundamental, the educational indicators of the Northeastern region are the worst among the major Brazilian regions. Therefore, this study aims to evaluate the efficiency of the public expenditure of the municipal education network in the Brazilian Northeastern. The methodology used comprises Data Envelopment Analysis (DEA), while the products were collected in the School Census and the input, in the database of Finances of Brazil (FINBRA), both for the year 2012. The results indicate that the Northeastern municipalities may reduce, on average, the expenditure in 46% and 43%, respectively, in the models with constant and variable returns to scale, without reducing their educational production. In addition, with exception of Paraíba and Piauí, the other Northeastern states obtained predominance of the municipalities operating with growing returns to scale.

**Keywords:** Basic Education; DEA; Northeastern municipalities.

## 1 INTRODUÇÃO

A Constituição de 1988 garantiu aos estados e aos municípios uma maior parcela da receita pública, resultado das novas competências tributárias que assumiram e da maior participação nas receitas tributárias globais. O surgimento de importantes mecanismos distributivos, como o Fundo de Participação dos Municípios, permitiu a esse ente federativo aumentar a parcela de recursos a qual tinha direito. Em contrapartida, os municípios passaram a ter atribuições adicionais em relação à sua participação municipal nos gastos públicos globais, sendo aqueles relacionados à educação, um dos principais. Nesse sentido, foi estabelecido que o percentual mínimo gasto com educação deveria ser de 25% da Receita Líquida Tributária (RLIT) (TROMPIERI NETO et al., 2009).

Nesse aspecto, Pinto (2007) defende que o processo de descentralização teve uma contribuição pífia na qualidade do ensino, constituindo apenas um meio de os estados reduzirem o quantitativo de alunos e ao mesmo tempo dos municípios elevarem suas receitas. Em outros termos, os critérios adotados foram basicamente pecuniários, sem preocupação com a qualidade educacional, que não se mostrou presente em boa parte dos convênios de municipalização. Tal processo foi crescente em todas as regiões, sendo mais intenso no Nordeste. Para Pinto (2014), cinco estados nordestinos (Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão e Piauí) tiveram mais de 70% das matrículas no ensino fundamental sob a responsabilidade de seus municípios em 2013. O contexto se torna mais grave nas escolas rurais, em que mais da metade dessas escolas se encontram no Nordeste e 96% pertencem à rede municipal. Essas escolas não dispõem de economia de escala e tendem a assumir um custo unitário mais alto, gerando uma sobrecarga adicional aos seus municípios. Para minimizar o custo, a maioria se organiza sob a forma multisseriada, comprometendo a qualidade do ensino.

Por outro lado, Zoghbi et al. (2011) consideram essa descentralização fiscal e administrativa uma solução para a necessidade de se gastar melhor os recursos destinados à educação; opondo-se, dessa maneira, a ideia de que a elevação da qualidade educacional está relacionada com “mais gastos”.

Outro acontecimento de ordem legislativa no país que também veio introduzir novas orienta-

ções à gestão pública municipal no Brasil foi a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) em maio de 2000. Essa lei buscava limitar o gasto, especialmente, com funcionários, e diminuir o endividamento dos três entes federativos: União, Estados e Municípios (SILVA FILHO, 2013).

Para esses autores, a descentralização fiscal no Brasil tem ocasionado diversas discordâncias teóricas, possibilitando maior autonomia e mais repasses da União aos estados e municípios, como também tem gerado o surgimento de municípios com alta dependência de recursos de transferência, sobretudo, no Nordeste brasileiro, objeto de estudo deste trabalho.

Na concepção de Gonçalves e França (2013), o processo de descentralização pode propiciar acréscimos de eficiência, resultante do maior controle social existente sobre os gestores da política pública. Entretanto, para os contrários à descentralização, haveria práticas de clientelismo e de “captura” do bem público pela elite local, ou seja, esse processo ocasionaria perdas de eficiência.

Segundo a Organização das Nações Unidas para Educação, Ciência e Cultura (UNESCO, 1998), uma educação básica adequada é vital para fortalecer os níveis superiores de educação e de ensino, a formação científica e tecnológica e, conseqüentemente, para atingir um desenvolvimento autônomo. Apesar de a educação não ser uma condição suficiente, desempenha papel essencial para o progresso pessoal e social. Nesse sentido, faz-se necessário buscar elevar o nível de qualidade educacional nos âmbitos federais, estaduais e municipais de um país em desenvolvimento, como é o caso do Brasil. A esse respeito, destaca-se que, em concordância com Davok (2007), a qualidade educacional, de forma geral, engloba as estruturas, os processos e os resultados educacionais. Para esse autor, esse termo tem sido empregado para aludir à eficiência, a eficácia, a efetividade e a relevância do setor educacional e frequentemente dos sistemas educacionais e de suas instituições.

É importante ressaltar que, conforme Akkari e Nogueira (2007), existe uma desigualdade educacional significativa entre as grandes regiões brasileiras, sendo que a região Nordeste apresenta indicadores piores do que as demais regiões brasileiras. Em termos comparativos com a região Sudeste, por exemplo, tem-se que, segundo a síntese dos indicadores da Pesquisa Nacional por Amostra

de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2012), no Nordeste, a taxa de analfabetismo das pessoas de 10 anos ou mais de idade é 11,4% maior, e a média dos anos de estudo para este mesmo grupo de idade é 1,8 menor. Essa disparidade regional também se percebe na análise da eficiência dos gastos públicos em educação, em que se corrobora que os estados nordestinos apresentam desempenho menor em termos de eficiência que as unidades federativas das outras regiões, como indicado por Benegas (2012) e Begnini e Tosta (2017).

De acordo com os microdados do Censo Escolar divulgado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP, 2012), dos 16.430.060 alunos matriculados na educação básica em todas as dependências educacionais da região Nordeste, 58,94% estudavam em escolas municipais. Portanto, os gestores públicos municipais devem buscar alocar eficientemente os seus recursos destinados à área educacional.

Para Haelermans e Ruggiero (2013), essa questão tem sido colocada no topo da agenda política da maioria dos países. Em face da atual crise econômica e, como consequência, medidas de austeridade e cortes no orçamento, tal objetivo tornou-se um desafio maior do que antes. Nesse contexto, conforme Grosskopf, Haye e Taylor (2014), diante da restrição orçamentária que enfrenta a maioria dos governos, melhorias na eficiência pode ser uma pré-condição necessária no apoio público para educação.

Assim, torna-se relevante a realização de estudos que analisem a eficiência dos gastos públicos na rede municipal de ensino para oferecerem aos seus gestores informações que viabilizem a aplicação eficiente dos recursos. Portanto, este trabalho se propõe avaliar a eficiência dos gastos públicos da rede de ensino municipal no Nordeste brasileiro. Em termos específicos, pretende-se determinar os escores de eficiência técnica e de escala dos gastos públicos da rede de ensino municipal dessa região e verificar seus tipos de retornos de escala.

Além dessa introdução, o artigo está estruturado em quatro seções, sendo que, na seção seguinte, faz-se uma breve revisão bibliográfica. Na terceira seção, são apresentados os procedimentos metodológicos. Na quarta seção, são discutidos os resultados e, a última seção é destinada às considerações finais.

## 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A eficiência na educação tem sido amplamente discutida em diferentes abordagens tanto na literatura internacional quanto na literatura nacional. Os Quadros 1 e 2 apresentam exemplos de estudos realizados recentemente que tratam dessa temática, respectivamente, nos contextos internacionais e nacionais.

No tocante às unidades de análise estudadas nessa área, variam entre países, municípios, escolas e alunos, sendo que, se percebe, na esfera nacional, que a maioria dos estudos centrou na mensuração da eficiência dos gastos públicos com educação em municípios de um dos estados da região Nordeste, considerando a análise desagregada por Estado e não em termos agregados dessa região, que é o objeto de estudo deste trabalho.

Quanto aos modelos utilizados, é notório o emprego do método não paramétrico de Análise Envolvória dos Dados – *Data Envelopment Analysis* (DEA) em parcela majoritária dos estudos referendados, seja em nível internacional ou nacional. Este método analítico foi empregado neste artigo.

Vale destacar que foram realizados testes para detecção de potenciais *outliers*. A identificação dessas unidades discrepantes permitiu a sua devida remoção para não comprometer os resultados da análise. Além dessa contribuição, este estudo também inova no sentido de identificar o tipo de rendimento de escala. Esse conhecimento assume papel relevante, uma vez que esse rastreamento permite uma melhor orientação sobre estratégias a serem adotadas para ampliar o nível de eficiência desse segmento.

Quadro 1 – Revisão bibliográfica internacional com estudos recentes sobre eficiência aplicada à educação

Autoria	Objetivos	Área de estudo	Unidade de análise	Modelos utilizados	Principais conclusões
Essid; Ouellette; Vigeant (2010)	Mensuram a eficiência das escolas de ensino médio na Tunísia em 2003/2004.	Tunísia	166 escolas de ensino médio.	DEA com abordagem <i>Bootstrap</i>	As escolas de ensino médio teriam que minimizar, em média, 12,1% de seus recursos para se tornar eficientes.
Perelman e Santin (2011)	Analizam as diferenças observadas no desempenho de alunos com base no Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (Pisa) advindos de escolas públicas e escolas com vales privados na Espanha em 2003.	Espanha	6.997 estudantes provenientes de 198 escolas públicas e 145 escolas com vales privados.	Funções paramétricas de distância estocástica.	Os alunos das escolas com vales privados obtiveram melhores escores de eficiência, resultante de melhor <i>background</i> familiar, peer groups e insumos escolares. Portanto, o debate sobre qual é a melhor forma de gastar recursos públicos na escola precisa levar em conta essas interações.
Aristovnik (2012)	Mede a eficiência relativa de despesas públicas nos setores de educação e P&D nos países da UE, incluindo seus novos Estados-Membros e os países da OCDE, considerando dados médios para o período de 1999 a 2007.	Países da União Europeia (UE), incluindo os novos Estados-Membros da EU e os países da OCDE.	37 países considerados	DEA	Os novos estados membros da EU, em geral, mostram relativamente elevada eficiência no ensino superior, enquanto ficam bem atrás nas medidas de eficiência de P & D.
Haelermans e Ruggiero (2013)	Estimam a eficiência técnica e alocativa de escolas públicas holandesas de ensino médio para o ano letivo de 2007/2008.	Holanda	448 escolas holandesas de ensino médio.	Estimador DEA condicional de eficiência alocativa.	Embora parte da ineficiência global de custos seja decorrente da ineficiência alocativa, a ineficiência técnica ainda representa parte dominante.
Agasisti (2014)	Analisa a eficiência dos gastos públicos em educação nos países da União Europeia durante o período de 2006 a 2009.	Países da União Europeia	20 países europeus	DEA com abordagem <i>Bootstrap</i> e índices de Malmquist para medir a mudança na eficiência no período considerado.	A eficiência média manteve-se praticamente estável durante o período analisado.
Grosskopf; Haye; Taylor (2014)	Avaliam o desempenho educacional, considerando a eficiência e equidade da oferta de educação pública nos EUA para o ano letivo de 2010/2011.	Estados Unidos	965 distritos escolares públicos localizados em áreas urbanas e rurais.	Análise de Fronteira Estocástica (SFA), dos Mínimos Quadrados Ordinários Corrigidos (C-OLS) e DEA para modelar a eficiência de custos das escolas ou distritos escolares.	A aplicação dessas técnicas para os dados disponíveis são sensíveis às escolhas da modelagem que os pesquisadores fazem.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nesses estudos citados no Quadro 1.

Quadro 2 – Revisão bibliográfica nacional com estudos recentes sobre eficiência aplicada à educação

Autoria	Objetivos	Área de estudo	Unidade de análise	Modelos utilizados	Principais conclusões
Silva (2010)	Analisa a eficiência e a equidade dos gastos públicos com ensino fundamental em municípios pertencentes a três regiões baianas para 1991, 1996 e 2000.	Bahia	48 municípios da Região Metropolitana de Salvador, Médio São Francisco e Oeste baiano.	DEA para análise da eficiência e Índice de Gini para análise da equidade.	Elevado grau de desperdício de recursos e redução da desigualdade educacional.
Almeida e Gasparini (2011)	Propõem um índice de eficiência e qualidade dos gastos públicos com a educação fundamental em municípios da Paraíba para 2005.	Paraíba	179 municípios paraibanos.	DEA	Os municípios menores são os que apresentam os piores resultados e os grandes centros do Estado aparentam influenciar positivamente seus vizinhos.
Wilbert e D'Abreu (2013)	Avaliam a eficiência dos gastos públicos com educação fundamental dos municípios alagoanos para o período de 2007 a 2011.	Alagoas	57 municípios alagoanos.	DEA	Os municípios eficientes gastaram pouco por aluno matriculado e os municípios menos eficientes foram os que tiveram elevados gastos por aluno, mas que alcançaram os piores desempenhos no Ideb de 2011.
Castro e Sousa (2014)	Aferem os escores de eficiência técnica e de escala dos gastos públicos da rede de ensino municipal cearense para 2011.	Ceará	149 municípios cearenses.	DEA	Os melhores resultados foram verificados pela mesorregião Metropolitana de Fortaleza e predominância de escolas públicas estaduais operando com retornos decrescentes de escala.
Dantas; Costa; Silva (2015)	Mensuram o grau de eficiência na alocação dos recursos públicos oriundos do Fundeb em educação fundamental dos municípios do Rio Grande do Norte no ano de 2011.	Rio Grande do Norte	138 municípios potiguares	DEA	Os maiores gastos médios por alunos matriculados no ensino fundamental provenientes do Fundeb não garantem eficiências em suas alocações.
Araújo Júnior et al. (2016)	Calculam o nível de (in) eficiência técnica das escolas públicas dos estados do Nordeste e indicam seus possíveis determinantes para 2013.	Região Nordeste	2.284 escolas públicas no Nordeste	DEA e modelo de regressão censurado (Tobit)	As escolas públicas do Nordeste conseguem ser mais eficientes nos anos iniciais em termos comparativos com os anos finais do ensino fundamental.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nesses estudos citados no Quadro 2.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Variáveis utilizadas e natureza dos dados

As variáveis empregadas neste estudo consistem no gasto por aluno matriculado na rede de ensino municipal, contemplando a educação infantil, ensino fundamental e educação de jovens e adultos, que corresponde ao insumo utilizado no modelo DEA. Como o ensino médio é responsabilidade quase que exclusivamente do Estado e não da administração municipal, então essa modalidade não fez parte do estudo.

Quanto aos produtos do modelo DEA, foram consideradas as variáveis referentes ao número de professores por aluno matriculado na rede de ensino municipal; ao número de salas utilizadas como salas de aula por aluno matriculado na rede de ensino municipal; e ao número de estabelecimentos por aluno matriculado na rede de ensino

municipal. Essa seleção foi baseada nos estudos de Trompieri Neto et al. (2009) e Aguiar Neto (2010).

No tocante às fontes dos dados, o insumo foi coletado na base de dados das Finanças do Brasil (Finbra), para o ano de 2012, divulgados pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e os produtos foram colhidos no Censo Escolar<sup>1</sup> (INEP, 2012). A escolha do ano estudado foi fundamentada nos dados da PNAD, divulgada pelo IBGE (2012), que mostram que a região Nordeste registrou uma elevação da taxa de analfabetismo de 15,3, em 2011, para 15,8, em 2012.

#### 3.2 Método analítico

Para atender os objetivos concernentes ao trabalho, utilizou-se o método de Análise Envolvente de Dados – *Data Envelopment Analysis* (DEA) ou Teoria

<sup>1</sup> Para utilização dos microdados do Censo Escolar, é mister realizar um processo de decodificação dos dados. Para satisfazer tal necessidade, o presente trabalho utilizou o software SPSS 21.

da Fronteira. O software adotado para operacionalização do método DEA foi o DEAP versão 2.1, disponibilizado pelo *Centre for Efficiency and Productivity Analysis* (CEPA) da Universidade de Queensland.

A eficiência pode ser medida por métodos paramétricos, por meio de procedimentos econométricos e por métodos não paramétricos (GOMES; BAPTISTA, 2004). Segundo Gonçalves e França (2013), o cálculo da eficiência por intermédio de modelos não paramétricos, como é o caso do modelo DEA que possibilita a inclusão de vários produtos, baseia-se nos axiomas fracos da teoria econômica e não necessita de que a forma funcional seja predeterminada. A análise, porém, está limitada à amostra, ignora a presença de ruído nos dados e a convergência pode ser lenta. Na área educacional, a Unidade Tomadora de Decisão – *Decision Making Units* (DMUs), em sua grande maioria, conforme apresentada na revisão bibliográfica, é constituída por escolas ou por países/estados/municípios devido à facilidade na obtenção dos dados. No entanto, vale ressaltar que a DMU escola ou estados e municípios faz parte de um contexto maior e não se restringe a escola por si só. Neste artigo, a DMU corresponde ao município nordestino em análise.

Os modelos de Análise Envoltória de Dados possuem atributos bastante operacionais, como determinar a eficiência relativa de cada DMU como um único número que resume as interações entre múltiplos insumos e produtos, e possibilitar a identificação de economias de insumos ou acréscimos de produção para as DMUs ineficientes se projetarem em direção às eficientes e dispensar dados sobre preços dos insumos (FERREIRA; GOMES, 2009).

Em conformidade com Faria, Jannuzzi e Silva (2008), a eficiência é definida em termos relativos e se baseia em observações reais, isto é, os desempenhos das DMUs são aferidos mediante a comparação de seus produtos e insumos com os de outras DMUs da amostra, buscando identificar as melhores que estão na fronteira de produção eficiente.

De acordo com Charnes et al. (1994), para que uma DMU seja eficiente, nenhum produto pode ter sua produção aumentada sem que haja aumento no uso de insumos ou reduzida a produção de outro produto, e, ou, nenhum insumo pode ser reduzido sem ter que reduzir a produção de outro produto.

Em 1978, surgiu o modelo CCR, que considera retornos constantes à escala na fronteira e também conhecido como *Constant Returns to Scale* (CRS).

Para Coelli, Rao e Battese (1998), esse modelo pode ser expresso por:

$$\begin{aligned} \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta, \text{ sujeito a: } & -y_i + Y\lambda \geq 0, \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0 \text{ e } \lambda \geq 0, \end{aligned} \quad (1)$$

Em que  $\theta$  é o escore de eficiência de uma dada DMU;  $y$  é o produto da DMU e  $x$  é o insumo.  $X$  é a matriz de insumos ( $n \times k$ ) e  $Y$  é a matriz de produtos ( $n \times m$ );  $\lambda$  é o vetor de constantes que multiplica a matriz de insumos e produtos.

Em 1984, surgiu o modelo BCC, também conhecido como *Variable Returns to Scale* (VRS), em que se consideram retornos variáveis, podendo assumir rendimentos crescentes e decrescentes de escala.

Conforme Gomes e Baptista (2004), uma DMU opera com retornos constantes à escala quando o escore de eficiência de escala for igual a um. Entretanto, se a medida de eficiência de escala for menor que a unidade, poderá ocorrer a presença de rendimentos crescentes ou decrescentes de escala. Neste caso, devem-se comparar os escores de eficiência técnica no modelo com retornos não crescentes e no modelo com retornos variáveis, de modo que se tais valores forem diferentes, a DMU terá retornos crescentes à escala e se forem idênticos, terão retornos decrescentes à escala.

Segundo Coelli, Rao e Battese (1998), o modelo DEA com retornos variáveis pode ser representado por:

$$\begin{aligned} \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta, \text{ sujeito a: } & -y_i + Y\lambda \geq 0, \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0, N_1' \lambda = 1 \text{ e } \lambda \geq 0, \end{aligned} \quad (2)$$

em que  $N_1$  é um vetor ( $N \times 1$ ) de algarismos unitários.

Os modelos DEA podem ser orientados a insumos ou a produtos, sendo que, no primeiro caso, admite-se que as produções mantenham-se constantes e que os insumos se modifiquem para alcançar a fronteira de produção eficiente, enquanto, no segundo caso, admite-se que os insumos não se alterem, mas as produções variam para atingir a fronteira de produção eficiente (FERREIRA; GOMES, 2009). Neste trabalho, utilizou-se orientação insumo. Desta forma, o adequado é minimizar o gasto por aluno matriculado sem modificar a quantidade de professores, de salas de aulas e de estabelecimentos por aluno matriculado. Esses recursos

poderiam ser alocados para outros fins, como, por exemplo, a qualificação dos docentes e melhores condições de infraestrutura.

Nesses modelos, conforme Aristovnik (2012), as ineficiências representam os graus de desvio em relação à fronteira. As ineficiências de insumos indicam o grau em que os insumos devem ser reduzidos para que a DMU ineficiente passe a fazer parte da fronteira eficiente. Já as ineficiências de produtos constituem o aumento necessário nos produtos para a DMU se tornar eficiente. Caso uma DMU reduza seus *inputs* pelos valores de ineficiência ou aumente seus *outputs* pela quantidade de ineficiência, poderá se tornar eficiente, isto é, poderá obter o escore de eficiência igual a um.

A eficiência técnica pode ser definida pela ótica do insumo como a diferença entre a quantidade de insumos efetivamente empregada para produzir dado nível de produto e o montante mínimo factível de insumos necessários para produzir esse mesmo nível de produto com a tecnologia de produção disponível. A eficiência técnica referente à tecnologia com retornos constantes é nomeada como eficiência técnica global e pode ser dividida em um componente de eficiência associada à escala atual de operação e outro componente que afere a distância entre a escala atual e a ideal (com retornos constantes). Essa distância pode ser mensurada pela razão entre a produtividade máxima (obtida na escala ótima) e a produtividade efetivamente obtida pela firma se ela fosse tecnicamente eficiente em sua escala atual de operação. A eficiência alocativa se relaciona ao objetivo e ao comportamento da firma. Caso busque minimizar os custos, a firma escolherá o montante e a proporção de insumos que produzam o total desejado ao mínimo custo (MATTOS; TERRA, 2015).

Para esses autores, além da eficiência técnica e alocativa, há também a eficiência social, que se relaciona ao montante e à proporção ótima de bens sob a perspectiva social, ou seja, aquela cesta de bens produzida que maximiza a utilidade da sociedade. A presença de externalidades, bens públicos ou poder de mercado podem fazer com que a combinação de produtos não seja ótima do ponto de vista social, embora seja sob a ótica alocativa.

Na concepção de Gomes e Baptista (2004), a presença de apenas uma observação discrepante na amostra influencia todas as medidas de eficiência. Assim, torna-se relevante identificar a presença de

*outliers* nos dados coletados e removê-los para não comprometer os resultados estimados e torná-los mais robustos.

Para isso, realizou-se o teste proposto por Sousa, Cribari Neto e Stosic (2005). Esses autores desenvolveram uma técnica de identificação de *outliers* com base no método Jackstrap<sup>2</sup>, que considera uma combinação de técnicas de reamostragem *Jackknife* com *Bootstrap*. O procedimento consiste em construir uma medida de *leverage*, que mensura a influência de cada DMU sobre as demais, sendo que aquelas que tiverem maiores influências devem ser desconsideradas da análise para não comprometer as estimações do DEA. Para esses autores, o ponto de corte recomendado deve se basear na função *Heaviside*, que considera os dados obtidos dos *leverages* e a quantidade K de DMUs, conforme as seguintes especificações:

$$\begin{aligned} P(\tilde{l}_k) &= 1, \text{ se } \tilde{l}_k \leq \tilde{l} \log K \text{ e} \\ P(\tilde{l}_k) &= 0, \text{ se } \tilde{l}_k > \tilde{l} \log K, \end{aligned} \quad (3)$$

em que  $P(\tilde{l}_k)$  é a probabilidade da k-ésima DMU com *leverage* médio  $\tilde{l}_k$  não ser *outlier* e o ponto de corte é definido pelo produto entre o *leverage* médio global  $\tilde{l}$  e o logaritmo de K. Essas técnicas serão operacionalizadas por meio do *software* Jackstrap.exe.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com os procedimentos descritos na metodologia, foram determinados, inicialmente, os escores de eficiência técnica dos gastos públicos da rede de ensino municipal para 1.447 dos 1.794 municípios nordestinos, uma vez que 347 referiam-se aos municípios com *missing data*. A partir do método *Jackstrap*, tomando como base a linha de corte recomendada pela função *Heaviside*, constatou-se a existência de 23 *outliers*<sup>3</sup>. Es-

2 Combina as técnicas *Jackknife* (determinística) com *Bootstrap* (estocástica) com o intuito de remover o impacto da retirada de uma dada DMU sobre a aferição dos escores de eficiência DEA para o restante da amostra. O cerne deste método consiste em diminuir estocasticamente o impacto de poucas observações muito influentes sobre os escores de eficiência finais (SOUSA; STOSIC, 2015).

3 Correspondem aos municípios de Amélia Rodrigues, Ibicoara, Ipujiara, Santa Brígida e Simões Filho, na BA; Cratús, Cruz, Missão Velha, Pacatuba e Umirim, no CE; Bacuri, no MA; Ipubi, Ipojuca, Itaíba e Jaboatão dos Guararapes, em PE; Coronel José Dias, Nossa Senhora de Nazaré, Ribeira do Piauí, Santa Cruz dos Milagres, São Félix do Piauí e Sebastião Leal, em PI; e Equador e Ipangaçu, no RN.

ses municípios foram removidos da análise. Dessa maneira, a estimação dos índices de eficiência foi realizada para 1.424 municípios nordestinos.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis que fizeram parte desta estimação, para que, em seguida, fossem expostos os resultados de eficiência técnica e de escala dos gastos públicos da rede de ensino municipal nordestina. Em relação à heterogeneidade das variáveis consideradas no estudo, a maior dispersão ocorre com o produto correspondente à relação entre o número de estabelecimentos e o número de matrículas. Nesse sentido, o estado da Paraíba concentra 17 (Gado Bravo, Parari, Areia de Baraúnas, Algodão de Jandaíra, Olivedos, São José dos Cordeiros, Aguiar, Poço de José de Moura, Santana de Mangueira, Mato Grosso, Vieirópolis, Caraúbas, Igaracy, Bernardino Batista, Curral Velho, Livramento e Coxixola) dos 20 municípios nordestinos que apresentam a maior quantidade de estabelecimentos por matrícula. Por outro lado, vale destacar que, dentre os 20 municípios nordestinos com menor número de escolas por aluno matriculado, encontram-se as capitais Fortaleza, João Pessoa e São Luís com proporções menores do que 0,002. No tocante à média, constatou-se que, dentre os 1.424 municípios nordestinos considerados no estudo, parcela majoritária (60,74%) teve estabelecimentos por matrícula abaixo da média obtida na região.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na mensuração dos escores de eficiência técnica dos gastos públicos da rede de ensino municipal nordestina (2012)

Variáveis	Mínimo	Média	Máximo	DP*	CV** (%)
Gasto por aluno matriculado	1.019,53	3.189,45	13.238,72	1.183,31	0,37
Nº de professores por aluno matriculado	0,05	0,15	0,71	0,06	0,38
Nº de estabelecimentos por aluno matriculado	0,001	0,01	0,07	0,01	0,62
Nº de salas de aula por aluno matriculado	0,01	0,03	0,18	0,01	0,41

Fonte: Elaborada com base nos dados do Finbra/STN (2012) e Censo Escolar/Inep (2012).

\*Representa o desvio-padrão; \*\*representa o coeficiente de variação.

A partir da base de dados pesquisada, constata-se que, concernente ao insumo representado pela relação entre os gastos públicos com educação e o número de matrículas, o estado da Paraíba ao mesmo tempo em que tem os 13 municípios com maiores gastos por matrícula (Algodão de Jandaíra, Gado Bravo, Alcantil, Areia de Baraúnas, Vieirópolis, São José do Brejo do Cruz, Emas, Riacho de Santo Antônio, Santo André, Juarez Távora, Poço de José de Moura, Sobrado, Riachão) possui um dos cinco municípios (Sousa) com menor gasto por matrícula e menor relação professor por matrícula, sendo que o município baiano de Serrinha foi o que registrou a menor despesa por aluno matriculado e o município pernambucano de Buenos Aires apresentou a menor relação professor por matrícula. Já em termos médios, a partir dos dados coletados, observou-se que, dentre os municípios nordestinos analisados, a maioria (63,83%) teve gasto por matrícula abaixo da média apresentada na região.

Ademais, percebeu-se que, dentre os municípios considerados no presente trabalho, a maior parte apresentou uma média de professores por matrícula e salas de aula por matrícula inferior à média na região, sendo as proporções de, respectivamente, 60,25% e 62,36%. Constatou-se ainda que o município de Gado Bravo, localizado no estado da Paraíba, apresentou ao mesmo tempo a maior relação para as variáveis concernentes a professores por matrícula (0,71) e estabelecimentos por matrícula (0,07).

Em termos comparativos com as médias nacionais, verifica-se que os municípios nordestinos analisados tiveram uma média de 0,15 professores por aluno matriculado, ficando abaixo da média brasileira de docentes no ensino fundamental estadual, que, segundo Begnini e Tosta (2017), é 0,178.

Com base na Tabela 2, percebe-se que, em média, os municípios nordestinos podem reduzir 46% do uso de seu insumo, sem danificar a produção escolar dos municípios, considerando o modelo com retornos constantes de escala. No caso da hipótese com retornos variáveis de escala, observa-se que uma redução média de 43% do emprego do insumo faz com que os municípios nordestinos ineficientes passem a fazer parte da fronteira de retornos variáveis. Paralelamente, o estudo de Carvalho e Sousa (2014), para a hipótese com retornos variáveis de escala, verificou que as escolas nordestinas, embora apresentem um progresso maior no escore médio em relação às instituições de en-

sino do Sudeste, têm escores inferiores a desta última região. Isso significa que ainda permanece a necessidade da adoção de práticas que promovam melhorias na gestão das escolas nordestinas.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas e intervalos de confiança das medidas de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS), com retornos variáveis à escala (VRS) e de eficiência de escala dos gastos públicos da rede de ensino municipal nordestina (2012)

Estatísticas descritivas	Eficiência técnica		Eficiência de escala
	CRS	VRS	
Mínimo	0,13	0,16	0,57
Máximo	1,00	1,00	1,00
Desvio padrão	0,14	0,14	0,06
Coefficiente de variação (%)	25,47	24,45	5,94
Média observada	0,54	0,57	0,95
<b>Intervalos de confiança (95%) da média</b>			
Mínimo	0,53	0,56	0,95
Máximo	0,55	0,58	0,96

Fonte: Elaborada com base nos dados do Finbra/STN (2012) e Censo Escolar/Inep (2012).

Em relação à eficiência de escala, verifica-se que os municípios analisados podem, em média, ampliar suas escalas de produção educacional em apenas 5%. Baseando-se no coeficiente de variação, nota-se ainda que a dispersão é menor na escala de produção do que na aplicação indevida de insumo.

De acordo com Souza, Braga e Ferreira (2011), qualquer escore de eficiência obtido pelo modelo DEA que não seja igual a um denomina a DMU como ineficiente, já que este método é determinístico, possibilitando classificações indevidas. Desta forma, com o intuito de eliminar essa restrição, seguiu-se o procedimento estatístico de *Bootstrap* sugerido por tais autores. Admitindo os intervalos de confiança com 95% de probabilidade para as médias de eficiência e o processo de reamostragem de 1.000 interações, verifica-se pela Tabela 2 que os escores de eficiência dos gastos públicos da rede de ensino municipal nordestina se distribuem, em média, entre 53% e 55% no modelo CRS, entre 56% e 58% no modelo VRS e entre 94,8% e 95,5% no modelo de eficiência de escala.

A Tabela 3 expõe as frequências absolutas e relativas dos escores de eficiências técnicas e de escala, sob orientação insumo, dos gastos públi-

cos da rede de ensino municipal nordestina. Esses resultados mostram que, no modelo com retornos constantes de escala, 11 municípios (Ilha de Itamaracá-PE, Guamaré-RN, São Francisco do Conde-BA, Camaragibe-PE, Alto do Rodrigues-RN, Moreilândia-PE, Ibimirim-PE, Bacabeira-MA, Zabelê-PB, Pendências-RN, Parazinho-RN) apresentaram escore de eficiência técnica abaixo de 0,25; sendo que Ilha de Itamaracá obteve o menor escore de eficiência, mais precisamente 0,133.

Por outro lado, 11 municípios (Cipó-BA, Conde-BA, Nova Canaã-BA, Santana do Cariri-CE, Aguiar-PB, Patos do Piauí-PI, Santo Inácio do Piauí-PI, São João da Serra-PI, Sebastião Barros-PI, Francisco Dantas-RN, Laranjeiras-SE) alcançaram a máxima eficiência técnica, ou seja, os insumos foram alocados corretamente, sendo que, Cipó (R\$ 1.480,92) e Santana do Cariri (R\$ 1.504,29) estão entre os dez municípios que registraram os menores gastos públicos municipais com educação por matrícula. Os resultados encontrados no estudo de Wilbert e D'Abreu (2013) estão em conformidade com os obtidos por esses dois municípios, uma vez que 66,7% dos municípios plenamente eficientes correspondiam aos que tinham baixos gastos por aluno matriculado. Seguindo essa linha de raciocínio, Faria, Jannuzzi e Silva (2008) afirmaram que um município com baixos gastos com educação pode investir eficientemente seus recursos. Com base na literatura, verifica-se que é possível se obter bons resultados em termos de eficiência mesmo diante de poucos recursos. Portanto, não necessariamente o volume aportado de recursos públicos destinados à educação é aplicado de forma eficiente.

Tabela 3 – Distribuição das frequências absolutas e relativas das medidas de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS) e com retornos variáveis à escala (VRS) e de eficiência de escala dos gastos públicos da rede de ensino municipal nordestina (2012)

Medidas de eficiência	Eficiência Técnica				Eficiência de Escala	
	CRS		VRS		Escala	
	fi	%	fi	%	fi	%
$E < 0,25$	11	0,77	5	0,35	-	-
$0,25 \leq E < 0,50$	590	41,43	469	32,94	-	-
$0,50 \leq E < 0,75$	703	49,37	804	56,46	14	0,98
$0,75 \leq E < 1,0$	109	7,65	128	8,99	1.382	97,05
$E = 1,0$	11	0,77	18	1,26	28	1,97
Total	1.424	100,00	1.424	100,00	1.424	100,00

Fonte: Elaborada com base nos dados do Finbra/STN (2012) e Censo Escolar/Inep (2012).

Os dados revelam que, no modelo CRS, a maior predominância de municípios se encontra na classe de eficiência técnica de 0,50 a 0,75, uma vez que, dos 1.424 municípios nordestinos considerados, 703 deles fazem parte dessa classe. Este intervalo também prevalece no modelo VRS. Averigua-se também, nesse modelo, que 18 municípios apresentaram-se totalmente eficientes, ou seja, sete a mais do que no modelo CRS estão na fronteira de retornos variáveis, entretanto, não se localizam na fronteira de retornos constantes, que se referem aos municípios de Macururé-BA, Serrinha-BA, Ibicuitinga-CE, Gado Bravo-PB, Parari-PB, Santana de Mangueira-PB, Jacobina do Piauí-PI. Portanto, tais municípios não têm problemas em relação ao uso demasiado de insumos, mas apresentam problemas referentes à escala utilizada de maneira imprópria. Esses 18 municípios são considerados *benchmarks*, ou seja, servem como referência para os municípios que se encontram abaixo da fronteira de eficiência técnica relativa.

No tocante à eficiência de escala, observa-se que parcela majoritária dos municípios analisados (95,37%) obteve escores de eficiência de 0,50 a 0,75. Os dados também apontam que 53 (Cipó, Conde, Nova Canaã, Santana do Cariri, Aguiar, Patos do Piauí, Santo Inácio do Piauí, São João da Serra, Sebastião Barros, Francisco Dantas, Laranjeiras, Jaramataia, Riachão das Neves, Sento Sé, Tabocas do Brejo Velho, Água Doce do Maranhão, Barra do Corda, Pindaré-Mirim, Tasso Fragoso, Diamante, Juazeirinho, Pedra Branca, Serra da Raiz, Belém do Piauí, Alexandria, Carnaúba dos Dantas, Serrinha dos Pintos, Muribeca, Brotas de Macaúbas, Caém, Caldeirão Grande, Jaguarari, Mansidão, Nova Fátima, Palmeiras, São Francisco do Conde, Saúde, Paracuru, Cidelândia, Urbano Santos, Guarabira, Vista Serrana, Frei Miguelinho, Machados, Salgadinho, Angical do Piauí, Bom Jesus, Juazeiro do Piauí, Bodó, Lajes, São Fernando, Arauá, Santo Amaro das Brotas) alcançaram o nível ótimo de eficiência de escala, sendo que o valor unitário obtido pelos 11 primeiros municípios pode ser atribuído ao fato de terem sido plenamente eficientes nos modelos com retornos constantes e variáveis de escala, enquanto os escores de eficiência de escala unitários dos últimos municípios são devido à apresentação de escores de eficiência técnica iguais nos modelos com retornos constantes e variáveis de escala.

Os resultados encontrados para os municípios de Salgadinho-PE e Mansidão-BA estão de acordo com Faria, Jannuzzi e Silva (2008), que enfatizaram que municípios pobres podem ser eficientes na aplicação de seus recursos destinados à educação. Esses dois municípios estão entre os dez mais pobres de seus Estados, já que, segundo o IBGE (2012), obtiveram, em 2012, PIB *per capita* de, respectivamente, R\$ 4.273,85 e R\$ 3.894,2, valores muito inferiores aos PIB *per capita* das unidades federativas de Pernambuco (R\$ 13.138,48) e da Bahia (R\$ 11.832,33). Por outro lado, segundo este mesmo estudo, municípios mais ricos podem apresentar eficiência muito baixa, como é o caso de Guamaré-RN, São Francisco do Conde-BA, Alto do Rodrigues-RN, Bacabeira-MA, que foram quatro das cinco cidades com medidas de eficiência baixas em ambos os modelos. Nesse sentido, é importante expor que, de acordo com o IBGE (2012), suas rendas *per capita*, em 2012 foram de, respectivamente, R\$ 104.639,06, R\$ 61.406,66, R\$ 22.934,63 e R\$ 13.109,01; dessa maneira, estão entre as cidades com as rendas *per capita* mais elevadas dos seus estados.

Além de expor os dados da eficiência dos gastos públicos da rede de ensino municipal para a região Nordeste, também é importante examinar seu comportamento em termos desagregados por estado nordestino. Para tal, as demais tabelas consideram os nove estados nordestinos. Na Tabela 4, são apresentadas as principais estatísticas descritivas dos escores de eficiência técnica, admitindo as pressuposições de retornos constantes e retornos variáveis à escala. Com base nesses resultados, verifica-se que o estado do Piauí registrou os maiores escores mínimos de eficiência técnica e os maiores valores médios em ambos os modelos analisados, ficando acima da média encontrada na região Nordeste. Ademais, em termos médios, os estados da Bahia, Ceará e Maranhão também ultrapassaram a média regional. Em contrapartida, Sergipe e Pernambuco obtiveram as menores médias dos escores de eficiência nos modelos CRS e VRS. Isso significa que esses estados são os que estão alocando seus recursos de maneira mais ineficiente. Quanto à dispersão dos escores de eficiência em relação à média, os recursos estão sendo aplicados de forma mais heterogênea nos estados do Sergipe e da Paraíba, já que tais estados foram os que apresentaram maiores coeficientes de variação.

Tabela 4 – Estatística descritiva dos escores de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS) e com retornos variáveis à escala (VRS) dos gastos públicos da rede de ensino municipal nordestina (2012)

Estados Nordestinos	Número de municípios	Mínimo		Média		Máximo		CV*(%)	
		CRS	VRS	CRS	VRS	CRS	VRS	CRS	VRS
Alagoas	79	0,29	0,30	0,49	0,53	0,98	0,99	22,72	21,83
Bahia	330	0,17	0,17	0,58	0,60	1,00	1,00	22,22	21,79
Ceará	142	0,31	0,34	0,56	0,59	1,00	1,00	21,41	20,91
Maranhão	136	0,24	0,24	0,59	0,62	0,99	0,99	22,24	21,15
Paraíba	208	0,24	0,28	0,53	0,57	1,00	1,00	25,25	25,49
Pernambuco	164	0,13	0,17	0,44	0,47	0,83	0,84	22,76	20,63
Piauí	175	0,41	0,42	0,64	0,65	1,00	1,00	20,38	19,89
Rio Grande do Norte	134	0,16	0,16	0,49	0,51	1,00	1,00	24,92	24,72
Sergipe	56	0,25	0,25	0,44	0,46	1,00	1,00	29,29	27,62
Nordeste	1.424	0,13	0,16	0,54	0,57	1,00	1,00	25,47	24,45

Fonte: Elaborada com base nos dados do Finbra/STN (2012) e Censo Escolar/Inep (2012).

\*Representa o coeficiente de variação.

A Tabela 5 mostra os resultados das medidas de eficiência técnica, em termos relativos, considerando as hipóteses de retornos constantes e variáveis de escala. Quanto ao estado de Alagoas, observa-se que 67,09% dos seus municípios possuem nível de eficiência dos gastos públicos abaixo de 0,50 no modelo CRS, indicando que 53 municípios encontram nesse intervalo de eficiência, enquanto o modelo VRS concentra 51,90% no intervalo de 0,50 a 0,75, ou seja, 41 municípios. Outrossim, constata-se que nenhum município alagoano apresentou-se como sendo completamente eficiente. Diante de tal informação, é importante esclarecer que os municípios alagoanos de Messias, Teotônio Vilela, Estrela de Alagoas, Tanque d'Arca e União dos Palmares foram os únicos que obtiveram escores superiores a 0,75, sendo que, no caso desse último, tal classe de eficiência técnica só foi atingida no modelo VRS. Ademais, o nível excelente de eficiência também não foi obtido por nenhum município dos estados do Maranhão e de Pernambuco.

No estado da Bahia, constata-se que, no caso do modelo CRS, dos 330 municípios considerados, 208 deles apresentaram eficiência técnica no intervalo de 0,50 e 0,75. No modelo VRS, os municípios baianos também ficaram concentrados neste intervalo, sendo, nesse caso, 15 a mais do que no modelo anterior. Somente três municípios (Cipó, Conde e Nova Canaã) serviram de referência a ser seguida pelos demais no modelo CRS, já que atingiram a máxima eficiência técnica, ao passo que os municípios Macururé e Serrinha também passaram a apresentar escores de eficiência técnica equivalente à unidade no modelo VRS. Os dados também revelam que apenas o município de São Francisco do Conde obteve escore de eficiência inferior a 0,25, para ambos os modelos. Esses resultados desfavoráveis para esse município são compatíveis com o encontrado por Silva (2010). Nos três anos avaliados nesse estudo, este município apresentou ineficiência forte. Assim, é possível inferir que historicamente São Francisco do Conde aloca ineficientemente seus recursos.

Tabela 5 – Distribuição da frequência relativa das medidas de eficiência técnica com retornos constantes à escala (CRS) e com retornos variáveis à escala (VRS) dos gastos públicos da rede de ensino municipal nordestina (2012)

Estados nordestinos	Classes de eficiência técnica									
	E < 0,25		0,25 ≤ E < 0,50		0,50 ≤ E < 0,75		0,75 ≤ E < 1,0		E = 1,0	
	CRS	VRS	CRS	VRS	CRS	VRS	CRS	VRS	CRS	VRS
Alagoas	-	-	67,09	41,77	27,85	51,90	5,06	6,33	-	-
Bahia	0,30	0,30	26,97	20,61	63,03	67,58	8,79	10,00	0,91	1,52
Ceará	-	-	35,92	25,35	55,63	62,68	7,75	10,56	0,70	1,41
Maranhão	0,74	0,74	23,53	14,71	64,71	70,59	11,03	13,97	-	-
Paraíba	0,48	0,48	48,56	36,54	42,31	52,40	8,17	8,65	0,48	1,92
Pernambuco	2,44	0,61	73,17	64,63	23,17	33,54	1,22	1,22	-	-
Piauí	-	-	12,57	10,86	70,86	70,29	14,29	16,00	2,29	2,86
Rio Grande do Norte	2,99	1,49	58,96	52,99	33,58	39,55	3,73	5,22	0,75	0,75
Sergipe	-	-	76,79	69,64	19,64	26,79	1,79	1,79	1,79	1,79

Fonte: Elaborada com base nos dados do Finbra/STN (2012) e Censo Escolar/Inep (2012).

Em relação ao estado do Ceará, observa-se que, dos 142 municípios analisados, 79 e 89 deles, o que equivale a 55,63% e 62,68%, tiveram, respectivamente, escores de eficiência no intervalo de 0,50 e 0,75 no que diz respeito aos modelos CRS e VRS. Ademais, também se constatou que, 12 municípios (Santa do Cariri, Tabuleiro do Norte, Ibicuitinga, Ipu, Beberibe, Umari, Aratuba, Uruburetama, Independência, Pacajus, Alcântaras e Altaneira) obtiveram escores de eficiência acima de 0,75 no modelo CRS. No modelo VRS, Milagres, Tauá, Paraipaba, São Benedito, Aracoiba também passaram a integrar este grupo de municípios, sendo que Ibicuitinga passou a apresentar escore de eficiência excelente, o que já era o caso de Santana do Cariri. Essa reduzida porcentagem de municípios cearenses com escores de eficiência iguais à unidade também foi encontrada no trabalho de Castro e Sousa (2014).

Ao analisar a eficiência do gasto público em educação básica nos 27 estados brasileiros nos anos de 2001, 2003 e 2005, Benegas (2012) verifica que os piores resultados no ensino fundamental foram averiguados na região Nordeste, especificamente no estado do Ceará. Por outro lado, a Região Sul, especialmente a unidade federativa do Rio Grande do Sul, serve de referência para o restante do país, uma vez que esse estado foi o único que alcançou plena eficiência técnica para o modelo VRS nos três anos estudados, em ambos os níveis educacionais.

No caso da unidade federativa do Maranhão, os dados apontam que 64,71% e 70,59% dos municípios considerados têm nível de eficiência de 0,50 a 0,75, respectivamente, sob as hipóteses de retornos constantes e variáveis de escala. Isso indica, mais precisamente, que, dos 136 municípios analisados neste trabalho como integrante dessa unidade de federação, 88 e 96, respectivamente, nos modelos CRS e VRS, possuem escores de eficiência nesse intervalo. Ademais, o pior resultado foi obtido pelo município de Bacabeira que não atingiu o escore de eficiência de 0,25 nos dois modelos. Do lado extremo, os melhores escores de eficiência, ou seja, a partir de 0,75, foram obtidos pelos municípios de Pindaré-Mirim, Cachoeira Grande, Sucupira do Norte, Dom Pedro, Presidente Médici, São Bento, Santa Inês, Amapá do Maranhão, Morros, Belágua, Lago dos Rodrigues, São Félix de Balsas, Bernardo do Mearim, Palmeirândia,

Buriti Bravo, Afonso Cunha, Peri Mirim, Lago da Pedra e Turiaçu, sendo que os quatro últimos municípios só atingiram tal intervalo apenas no modelo VRS.

No caso do estado da Paraíba, os dados evidenciam que, dos 208 municípios analisados, praticamente a metade deles (102 municípios) obtiveram escore de eficiência técnica dos gastos públicos da rede de ensino municipal menor que 0,50 no modelo CRS, sendo que o município de Zabelê obteve escore de eficiência abaixo de 0,25. No modelo VRS, a maior participação relativa acontece no intervalo de 0,50 e 0,75, que abrange 109 municípios. Assim, percebe-se uma melhoria dos escores de eficiência dos municípios paraibanos, uma vez que o intervalo de 0,25 a 0,50 passou a compreender 77 municípios. Verifica-se também que, na pressuposição de retornos constantes de escala, os municípios de Coxixola, Bayeux, Santana de Mangueira, Teixeira, São José dos Cordeiros, São João do Cariri, Cacimba de Areia, Ibiara, Parari, Boa Ventura, Manaíra, Livramento, Gado Bravo, Olivados, Cabedelo, Seridó e Conceição têm escores de eficiência situados nos intervalo entre 0,75 e 1,0 e o município de Aguiar mostrou-se completamente eficiente. Já quando se admite a pressuposição de retornos variáveis de escala, constata-se que os municípios de Sousa, Areia de Baraúnas, Tenório e Taperóa passam a apresentar escores superiores a 0,75, e que os municípios de Gado Bravo, Parari e Santana de Mangueira elevaram seus escores, de tal maneira que passaram a ser plenamente eficientes. Dentro dessa discussão e por meio do modelo BCC, Almeida e Gasparini (2011) também constataram que esses dois últimos municípios são completamente eficientes.

No tocante à unidade federativa de Pernambuco, nota-se que, dos 164 municípios avaliados, quatro deles (Camaragibe, Moreilândia, Ibimirim e Ilha de Itamaracá) estão situados no intervalo com escores inferiores a 0,25 no modelo CRS, sendo que apenas este último permanece nessa classe no modelo VRS. A maior participação relativa em ambos os modelos ocorre no intervalo de 0,25 a 0,50. Além do mais, somente os municípios de Mirandiba e Carnaubeira da Penha atingiram escores acima de 0,75. Tal resultado permite deduzir que o estado de Pernambuco tem a pior participação relativa nordestina em relação aos municípios que apresentam escores de eficiência acima de 0,75.

Das nove unidades federativas nordestinas, o Piauí apresentou o melhor desempenho relativo acerca da eficiência nos gastos públicos na rede de ensino municipal. Note que, apesar dos municípios estarem concentrados no intervalo de 0,50 a 0,75 (correspondendo mais precisamente a 124 e 123 municípios, respectivamente, nos modelos CRS e VRS), o estado é o que apresenta a maior participação relativa de municípios no intervalo de eficiência superior a 0,75 com, respectivamente, 29 e 33 municípios compreendidos neste intervalo, nos modelos CRS e VRS. Destes municípios, Patos do Piauí, Santo Inácio do Piauí, São João da Serra e Sebastião Barros obtiveram nível de eficiência excelente em ambos os modelos, enquanto Jacobina do Piauí obteve tal nível apenas no modelo VRS. Esse estado também foi o que obteve a menor participação relativa, dentre as unidades federativas da região Nordeste, quanto aos municípios que apresentaram escores de eficiência inferiores a 0,50.

Em números absolutos, no modelo CRS, apenas 22 municípios (Jurema, Marcolândia, Conceição do Canindé, Aroeiras do Itaim, Rio Grande do Piauí, Bonfim do Piauí, Paulistana, Santa Rosa do Piauí, Bom Jesus, São Raimundo Nonato, Dirceu Arcoverde, Demerval Lobão, Wall Ferraz, Teresina, Agricolândia, São João do Piauí, Colônia do Piauí, Miguel Leão, Guaribas, Miguel Alves e Vila Nova do Piauí), apresentam escores de eficiência inferiores a 0,50. No modelo VRS, os resultados foram ainda melhores, uma vez que os três últimos municípios supracitados passaram a apresentar escores superiores a 0,50. Esses resultados do estado do Piauí não estão em conformidade com os obtidos por Begnini e Tosta (2017) para a eficiência dos gastos com a educação fundamental no Brasil no ano de 2011, já que o estado piauiense foi considerado o mais ineficiente. Em contrapartida, os estados que tiveram escores de eficiência iguais a 1,00 foram Amazonas, Distrito Federal, São Paulo, Amapá, Goiás, Minas Gerais e Acre, sendo que nenhum desses faz parte do Nordeste brasileiro.

No caso do estado do Rio Grande do Norte, constatou-se que Francisco Dantas foi o único município com a máxima eficiência técnica em ambos os modelos e que cinco (Apodi, Rodolfo Fernandes, José da Penha, Paraná, e Japi) e sete (Apodi, Rodolfo Fernandes, José da Penha, Paraná, Ceará-Mirim, Florânia e Japi) municí-

pios, respectivamente, obtiveram escores na classe de eficiência entre 0,75 e 1,00. Por outro lado, os municípios de Parazinho, Pendências, Alto do Rodrigues e Guamaré apresentaram os piores escores de eficiência técnica no modelo com retornos constantes à escala; enquanto, no modelo com retornos variáveis à escala, Parazinho e Pendências passaram a obter escores de eficiências superiores a 0,25. Ademais, também se verificou que, dos 134 municípios analisados, mais da metade, ou seja, 83 e 73 deles registraram escores de eficiência técnica dos gastos públicos da rede de ensino municipal inferior 0,50, respectivamente, nos modelos CRS e VRS.

A eficiência técnica dos gastos públicos da rede de ensino municipal é muito baixa para grande parte dos municípios que fazem parte do estado do Sergipe, visto que, dos 56 municípios considerados no estudo, 43 (76,79%) e 39 (69,64%) deles apresentam escores de eficiência inferiores a 0,50, respectivamente, nos modelos CRS e VRS. Ademais, apenas dois municípios (São Miguel do Aleixo e Laranjeiras) apresentaram escores de eficiência superior a 0,75, sendo que Laranjeiras obteve escore igual à unidade, em ambos os modelos. Essa ineficiência reflete-se sobre os resultados educacionais, tanto que esse Estado não conseguiu atingir as metas projetadas para o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica – IDEB (INEP, 2013) no ano de 2013. Mais precisamente, as metas para a 4ª série/5º ano e 8ª série/9º ano eram, respectivamente, de 3,9 e 3,6; já os resultados observados para essas séries foram, respectivamente, 3,8 e 2,8.

Por último, quanto às capitais dos estados nordestinos, Natal-RN e Salvador-BA foram as que apresentaram os melhores resultados, uma vez que seus escores de eficiência técnica ficaram localizados no intervalo de 0,50 a 0,75. As demais capitais obtiveram escores de 0,25 a 0,50.

Por meio dos resultados obtidos em relação à eficiência de escala, descritos na Tabela 3, averigua-se que a maior parte (98,03%) dos municípios possui ineficiência de escala, uma vez que obteve escore de eficiência de escala menor que a unidade. Deste modo, torna-se fundamental identificar se essa ineficiência pode ser decorrente da presença de retornos crescentes ou decrescentes à escala. A Tabela 6 expõe as participações absolutas e relativas dos tipos de retornos de escala presentes nos gastos públicos da rede de ensino municipal nordestina.

Tabela 6 – Distribuições absolutas e relativas dos gastos públicos da rede de ensino municipal nordestina em 2012, segundo os tipos de retorno de escala

Estados nordestinos	Número de municípios	Tipos de retornos de escala					
		Crescente		Constante		Decrescente	
		fi	%	fi	%	fi	%
Alagoas	79	65	82,28	1	1,27	13	16,46
Bahia	330	180	54,55	15	4,55	135	40,91
Ceará	142	75	52,82	2	1,41	65	45,77
Maranhão	136	106	77,94	6	4,41	24	17,65
Paraíba	208	93	44,71	7	3,37	108	51,92
Pernambuco	164	137	83,54	3	1,83	24	14,63
Piauí	175	75	42,86	8	4,57	92	52,57
Rio Grande do Norte	134	98	73,13	7	5,22	29	21,64
Sergipe	56	34	60,71	4	7,14	18	32,14
Nordeste	1.424	863	60,60	53	3,72	508	35,67

Fonte: Elaborada com base nos dados do Finbra/STN (2012) e Censo Escolar/Inep (2012).

Conforme se observa, os retornos decrescentes de escala prevalecem apenas nos municípios dos estados da Paraíba e do Piauí. Por outro lado, a unidade federativa de Alagoas obteve a menor participação relativa de municípios com este tipo de retorno, correspondendo a 13 (Arapiraca, Barra de Santo, Barra de São Miguel, Campo Alegre, Estrela de Alagoas, Feliz Deserto, Maravilha, Marechal Deodoro, Maribondo, Messias, Santa Luiza do Norte, São José da Tapera, São Miguel dos Campos) dos 79 municípios considerados. Por outro lado, dos 1.424 municípios considerados no estudo, 863 possuem retornos crescentes de escala, tanto que em sete estados predominam esse tipo de retorno, sendo que Pernambuco registrou a maior participação relativa de municípios com retornos crescentes de escala.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados estimados por meio do método de Análise Envoltória dos Dados sob orientação insumo revelaram que, dos 1.424 municípios nordestinos que participaram desse estudo, somente 11 municípios (Cipó, Conde, Nova Canaã, Santana do Cariri, Aguiar, Patos do Piauí, Santo Inácio do Piauí, São João da Serra, Sebastião Barros, Francisco Dantas, Laranjeiras) são plenamente eficientes na alocação dos recursos públicos da rede de ensino municipal, assumindo as hipóteses com retornos constantes e variáveis de escala. Esses municípios juntamente com Macururé, Serrinha, Ibicuitinga, Gado Bravo, Parari, Santana de Mangabeira, Jacobina do Piauí são considerando *ben-*

*chmarks*, sendo que, os últimos sete passaram a ser eficientes a partir da incorporação de uma restrição de convexidade.

Constata-se também que os municípios nordestinos podem reduzir, em média, o uso de insumos em 46% sem prejudicar a produção escolar no modelo com retornos constantes de escala. No que concerne ao pressuposto de retornos variáveis de escala, essa diminuição deve ser de 43% para que tais municípios ineficientes passem a pertencer à fronteira de retornos variáveis. As escalas de produção educacional podem ser ampliadas em apenas 5% de acordo com o valor médio localizado para a eficiência de escala. Assim, por meio desses dados, pode-se aferir que o gasto efetivamente realizado é superior ao gasto necessário, ficando evidente que o problema não é a escassez de recursos, mas sua alocação.

A análise da eficiência dos gastos públicos da rede de ensino municipal também foi efetuada para os estados nordestinos, em que se observou que a unidade federativa do Piauí foi a que obteve melhores resultados, enquanto, do lado extremo, Sergipe apresentou os piores resultados. Constatou-se ainda que, com exceção do Piauí e da Paraíba, há predominância de municípios atuando com retornos crescentes de escala nos estados nordestinos.

Portanto, os resultados demonstram o uso inadequado dos recursos na maioria dos municípios nordestinos, uma vez que um pequeno número de municípios é eficiente, o que prejudica o desempenho escolar dos mesmos. Isso mostra que é imprescindível os gestores reverem a aplicação dos recursos e encontrar soluções que permitam

melhorar os indicadores educacionais, elementos essenciais para o desenvolvimento econômico.

Buscando captar melhor a realidade, sugere-se para trabalhos posteriores que sejam incluídos outros produtos, como, por exemplo, o número de bibliotecas, laboratórios de informática e de ciências, quadra de esportes, internet e quantidade de computadores para uso dos discentes em relação ao número de alunos matriculados na rede de ensino municipal. Ademais, recomenda-se que seja considerada a dimensão das escolas, haja vista que como o sistema de financiamento é estruturado tomando como base um valor disponível por aluno, um aspecto fundamental refere-se às economias de escala, isto é, quanto mais alunos possuírem as escolas e as turmas, mais poderá ser feito com o mesmo recurso.

## REFERÊNCIAS

- AGASISTI, T. The efficiency of public spending on education: an empirical comparison of EU countries. **European Journal of Education**, v. 49, n. 4, p. 543-557, dec. 2014.
- AGUIAR NETO, J. C. **Análise de eficiência dos gastos públicos em educação no município de Meruoca**. Fortaleza, CE, 2010, 51 p. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Universidade Federal do Ceará, 2010.
- AKKARI, A. J.; NOGUEIRA, N. As condições para um educação básica de qualidade na América Latina. **Diálogo Educacional**. Curitiba, v. 7, n. 22, p. 131-145, set./dez. 2007.
- ALMEIDA, A. T. C.; GASPARINI, C. E. Gastos públicos municipais e educação fundamental na Paraíba: uma avaliação usando DEA. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza, CE, v. 42, n. 3, p. 621-639, jul./set. 2011.
- ARAÚJO JÚNIOR, J. N. et al. Eficiência técnica das escolas públicas dos estados do Nordeste: uma abordagem em dois estágios. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza, CE, v. 47, n. 3, p. 61-73, jul./set. 2016.
- ARISTOVNIK, A. The relative efficiency of education and R&D expenditures in the new EU Member State. **Journal of Business Economics and Management**, v. 13, n. 5, p. 832-848, 2012.
- BEGNINI, S.; TOSTA, H. T. A eficiência dos gastos públicos com a educação fundamental no Brasil: uma aplicação da Análise Envoltória de Dados (DEA). **Economia e Gestão**. Belo Horizonte, v.17, n.46, p. 43-59, jan./abril. 2017.
- BENEGAS, M. O uso do modelo *NetWork* DEA para a avaliação da eficiência técnica do gasto público em ensino básico no Brasil. **Economia**. Brasília, v. 13, n.3, p. 569-601, set./dez. 2012.
- CARVALHO, L. D. B.; SOUSA, M. C. S. Eficiência das escolas públicas urbanas das Regiões Nordeste e Sudeste do Brasil: uma abordagem em três estágios. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v. 44, n. 4, p. 649-684, out./dez. 2014.
- CASTRO, M. S.; SOUSA, E. P. Eficiência dos gastos públicos da rede de ensino municipal cearense. In: CONGRESS OF THE BRAZILIAN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION, 12 and IBERO AMERICAN CONGRESS ON REGIONAL DEVELOPMENT, 2., 2014. **Anais...** Belo Horizonte, MG, 2014.
- CHARNES, A. et al. **Data envelopment analysis: theory, methodology, and application**. Dordrecht: Kluwer Academic, 1994.
- COELLI, T.; RAO, D. S. P.; BATTESE, G. E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. Norwell: Kluwer Academic, 1998.
- DANTAS, F. C.; COSTA, E. M.; SILVA, J. L. M. Eficiência nos gastos públicos em educação fundamental nos municípios do Rio Grande do Norte. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza, v. 46, n. 1, p. 1-19, jan./mar., 2015.
- DAVOK, D. F. Qualidade em educação. **Avaliação**. Campinas; Sorocaba, SP, v. 12, n. 3, p. 505-513, set. 2007.
- ESSID, H.; OUELLETTE, P.; VIGEANT, S. Measuring efficiency of Tunisian schools in the presence of quasi-fixed inputs: a bootstrap data envelopment analysis approach. **Economics of Education Review**, v. 29, p. 589-596, aug. 2010.
- FARIA, F. P.; JANNUZZI, P. M.; SILVA, S. J. Eficiência dos gastos municipais em saúde e educação: uma investigação através da análise envoltória no estado do Rio de Janeiro. **Revista de Administração Pública**. Rio de Janeiro, v. 42 n. 1, p. 155-177, jan./fev. 2008.

FERREIRA, C. M. C.; GOMES, A. P. **Introdução à análise envoltória de dados: teoria, modelos e aplicações**. Viçosa, MG: UFV, 2009.

GONÇALVES, F. O.; FRANÇA, M. T. A. Eficiência na provisão de educação pública municipal: uma análise em três estágios dos municípios brasileiros. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v.43, n. 2, p. 271-299, abr./jun. 2013.

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.

GROSSKOPF, S.; HAYE, K. J.; TAYLOR, L. L. Efficiency in education: research and implications. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 36, n. 2, p. 175-210, jun. 2014.

HAELERMANS, C.; RUGGIERO, J. Estimating technical and allocative efficiency in the public sector: a nonparametric analysis of Dutch schools. **European Journal of Operational Research**, 227, p. 174-181, may. 2013.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese dos indicadores 2012** – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.ifal.edu.br/desenvolvimento/observatorio/informacoes-socioeconomicas1/copy7/>>. Acesso em: 16 jun. 2015.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produto Interno Bruto dos municípios 2012**: PIB municipal 2008-2012. Disponível em: <[http://ibge.gov.br/home/estatistica/economia/pibmunicipios/2012/default\\_base.shtm](http://ibge.gov.br/home/estatistica/economia/pibmunicipios/2012/default_base.shtm)>. Acesso em: 16 jun. 2015.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Censo Escolar 2012 – microdados**. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/basica-levantamentos-acessar>>. Acesso em: 08 jun. 2014.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. Índice de Desenvolvimento da Educação Básica – Resultados e Metas 2013. Disponível em: <<http://ideb.inep.gov.br/>>. Acesso em: 08 set. 2014.

MATTOS, E.; TERRA, R. Conceitos sobre eficiência. In: BOUERI, R.; ROCHA, F.; RODOPOULOS, F. (Org.). **Avaliação da qualidade do gasto público e mensuração da eficiência**. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 2015. p. 211-233.

PERELMAN, S.; SANTIN, D. Measuring educational efficiency at student level with parametric stochastic distance functions: an application to Spanish PISA results. **Education Economics**, v. 19, n. 1, p. 29-49, Feb. 2011.

PINTO, J. M. R. A política recente de fundos para o financiamento da educação e seus efeitos no pacto federativo. **Educação & Sociedade**. Campinas, v. 28, n. 100, p. 877-897, out. 2007.

PINTO, J. M. R. Federalismo, descentralização e planejamento da educação: desafios aos municípios. **Cadernos de Pesquisa**. São Paulo, v. 44, n. 153, p. 624-644, jul./set. 2014.

SILVA, A. C. **Eficiência e equidade no gasto com ensino público fundamental nos municípios baianos selecionados**: uma estimativa por meio de uma função de bem-estar social. In: III Prêmio SOF. Qualidade do gasto público. 2010.

SILVA FILHO, L. A. Análise multidimensional do gasto público nos municípios cearenses. **Revista Econômica Nordeste**. Fortaleza, v. 44, n. 2, p. 523-542, abr./jun. 2013.

SOUSA, M. C. S.; CRIBARI NETO, F.; STOSIC, B. D. Explaining DEA technical efficiency scores in an outlier corrected environment: the case of public services in Brazilian municipalities. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 25, n. 2, p. 287-313, nov. 2005.

SOUSA, M. C. S.; STOSIC, B. D. Detecção de outliers em modelos não paramétricos: o método *Jackstrap* ampliado. In: BOUERI, R.; ROCHA, F.; RODOPOULOS, F. (Org.). **Avaliação da qualidade do gasto público e mensuração da eficiência**. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 2015, p. 421-432.

SOUZA, U. R.; BRAGA, M. J.; FERREIRA, M. A. M. Fatores associados à eficiência técnica e de escala das cooperativas agropecuárias paranaenses. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Piracicaba, SP, v. 49, n. 3, p. 573-598, jul./set. 2011.

STN – SECRETÁRIA DO TESOURO NACIONAL. **Finanças do Brasil (Finbra)**

-2012. Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br>>. Acesso em: 08 jun. 2014.

TROMPIERI NETO, N. et al. Determinantes da eficiência dos gastos públicos municipais em educação e saúde: o caso do Ceará. In: CARVALHO, E. B. S.; HOLANDA, M. C.; BARBOSA, M. P. **Economia do Ceará em debate** 2008. Fortaleza: Ipece, p. 57-72, 2009.

UNESCO – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A EDUCAÇÃO, A CIÊNCIA E A CULTURA. **Declaração mundial sobre educação para todos**. 1998. Disponível em: <<http://unesdoc.unesco.org/images/0008/000862/086291por.pdf>>. Acesso em: 10 fev. 2014.

WILBERT, M. D.; D'ABREU, E. C. C. F. Eficiência dos gastos públicos na educação: análise dos municípios do estado de Alagoas. **Advances in Scientific and Applied Accounting**. São Paulo, v.6, n.3, p. 348-372, set./dez. 2013.

ZOGHBI, A. C. et al. Uma análise da eficiência nos gastos em educação fundamental para os municípios paulistas. **Planejamento e Políticas Públicas**. Rio de Janeiro, Ipea, n. 36, p. 9-61, jan./jun. 2011.



## DETERMINANTES DAS ESCOLHAS DE TRABALHO E ESTUDO NA POPULAÇÃO INFANTIL EM PERNAMBUCO

### Determinants of work and study choices in the child population in Pernambuco

#### Diogo Brito Sobreira

Economista pela Universidade Regional do Cariri (URCA). Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). diogobsobreira@gmail.com

#### Gabriel Alves de Sampaio Morais

Graduado em Análise e Desenvolvimento de Sistemas pelo Centro Universitário Estácio. Doutorando em Economia Aplicada pela UFV. gabriel\_morais@yahoo.com.br

#### Andréa Ferreira da Silva

Economista pela URCA. Doutoranda do Curso de Pós-Graduação em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB). andrea.economia@yahoo.com.br

#### Lorena Vieira Costa

Doutora em Economia Aplicada pela UFV. Professora do Departamento de Economia Rural da UFV. lorenavclelis@gmail.com

---

**Resumo:** O trabalho infantil é um problema social com consequências que se manifestam no curto prazo, comprometendo a saúde e o desempenho escolar das crianças, assim como no longo prazo uma vez que se relaciona a menores salários na vida adulta. Assim, esta pesquisa objetiva analisar como os fatores do *background* familiar, as características individuais da criança e de localização e condição do domicílio influenciam a decisão das famílias no trabalho e na frequência escolar das crianças no estado de Pernambuco, utilizando microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) para o ano de 2014. Adotou-se o método *probit bivariado* por considerar que a decisão de trabalhar e estudar são interdependentes. Os resultados apontam que a idade da criança impacta positivamente a decisão de trabalhar e negativamente a de estudar. Além disso, o *background* familiar, especificamente, o aumento dos anos de estudo da mãe e renda do chefe da família, reduzem as chances das crianças pertencerem ao grupo das que nem trabalham e nem estudam, das que só trabalham ou das que trabalham e estudam. Entretanto, aumentam as chances das crianças só estudarem. Nesse sentido, o artigo traz resultados importantes que podem auxiliar na formulação de políticas públicas para erradicar o trabalho infantil e combater a pobreza de longo prazo.

**Palavras-chave:** Trabalho Infantil; Frequência Escolar; Probit Bivariado.

**Abstract:** Child labor is a social problem with short-term consequences, compromising children's health and school performance, as well as in the long run as it relates to lower wages in adult life. Thus, this research aims to analyze how family background factors, the individual characteristics of the child and the location and condition of the home influence the decision of the families in the work and school attendance of the children in the state of Pernambuco. We use microdata from the 2014 National Household Sample Survey (PNAD) and we adopted the bivariate probit method since it considers that the decision to work and study are interdependent. The results indicate that the child's age positively impacts the decision to work and negatively affects the student's ability to study. In addition, the family background, specifically the increase in the years of study of the mother and the income of the head of the household reduce the chances of children belonging to the group of those who neither work nor study, who only work or who work and study. However, they increase the chances of children only studying. In this sense, this paper brings important results that can help in the formulation of public policies to eradicate child labor and prevent poverty in the long term.

**Keywords:** Child Labor; School Attendance; Bivariate Probit.

## 1 INTRODUÇÃO

A redução da pobreza e sua erradicação consistem em temas recorrentes quando se trata de políticas para o desenvolvimento social e humano. De fato, uma redução sustentada da pobreza, seja ela extrema ou não, apenas pode ser obtida mediante a elevação da renda dos mais pobres. Consequentemente, maiores investimentos devem ser requeridos a fim de elevar o estoque de capital humano, principalmente, naquelas regiões consideradas ainda em estágio de desenvolvimento, mais especificamente, nos estados do Norte e Nordeste no caso brasileiro. Ademais, as populações que auferem as mais baixas rendas possuem maiores incentivos a ingressarem no mercado de trabalho de forma precoce – na infância, por exemplo –, objetivando complementar a renda familiar e/ou garantir a própria sobrevivência. No entanto, essa parcela da população tende a permanecer em postos de trabalho que exigem menor qualificação, recebendo baixos salários e perpetuando, assim, a sua condição de pobreza (CACCIAMALI; TATEI; BATISTA, 2010).

O trabalho infantil é, assim, uma das fontes de complementariedade da renda familiar, que, conforme Mesquita (2015), constitui em problema de ordem social e de relevância reconhecida no mundo, visto que os direitos humanos desta parcela da sociedade foram violados. Além disso, seguindo os argumentos apresentados em OIT (2013), a autora destaca que as condições econômicas desfavoráveis persistem por outras fases da vida das crianças que, inicialmente, foram expostas ao trabalho infantil, dado que esse pode influenciar o desenvolvimento das capacidades mentais, físicas e sociais durante a infância. Contudo, o desenvolvimento dessas capacidades, segundo Machado e Oliveira (2014), não é negativamente afetado por todas e quaisquer atividades laborais que uma criança e/ou adolescente eventualmente possa praticar. Isso porque, algumas atividades não atentam contra os desenvolvimentos físico e intelectual e a saúde da criança, fornecendo, ao invés disso, externalidades positivas, tais como, experiência, disciplina ou, até mesmo, alguma remuneração. Nesse sentido, os autores recomendam que o combate ao trabalho infantil deva ser direcionado para aquelas atividades que violam a dignidade e os direitos das crianças. Ademais, definem que a idade, o tipo de trabalho, a quantidade de horas dedicadas e as condições em

que o trabalho é realizado são fatores que devem ser considerados para classificar uma determinada atividade como trabalho infantil.

Em função disso, a compreensão dos fatores que induzem uma criança a assumir um trabalho, tem estimulado diversos pesquisadores e *policy-makers* a buscarem soluções e alternativas para minimização desse problema. Kassouf (1999), por exemplo, entende que o trabalho infantil não é apenas determinado pela condição de pobreza da família – comumente aceita como um fator relevante para essa questão –, mas também pelas características da criança, do responsável pela família, da estrutura familiar, do mercado de trabalho e da localização da família. O entendimento desses fatores se torna extremamente útil dado que podem se transformar em foco das políticas públicas voltadas ao enfrentamento da questão.

Em geral, o trabalho infantil tem se reduzido nos últimos anos no Brasil, sendo esse um dos países da América Latina com menor incidência desse tipo de trabalho. Quando se observam os dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD), verifica-se que o percentual de crianças e adolescentes que trabalham mais de uma hora por semana fora de casa variou de 14,6% em 1992, para 8,9% em 2002 e 5,4% em 2011. O Brasil, nesse sentido, se destaca como referência no combate ao trabalho infantil, em parte como resultado das políticas executadas nas duas últimas décadas, como o Programa Bolsa Escola – atual Programa Bolsa Família (PBF) – e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti), conforme destaca o estudo de Gonçalves et al. (2014).

Tais programas objetivam romper o ciclo intergeracional da pobreza, uma vez que priorizam a acumulação de capital humano, condicionando o recebimento do benefício à matrícula e à frequência escolar das crianças e adolescentes. Dessa forma, o tempo que elas teriam para trabalhar limitar-se-ia, conforme destaca a OIT (2010). Posto isto, uma vasta literatura se propôs a analisar os efeitos desses programas sobre o trabalho infantil e/ou sobre a frequência escolar. Entretanto, as evidências empíricas têm sido conflitantes quanto a esses efeitos. Segundo Cardoso e Sousa (2004), os programas de transferência de renda aumentam as chances de as crianças pobres estudarem, mas não exerce impactos significativos sobre o trabalho infantil. Para os autores, esse resultado se jus-

tifica pelas próprias características do programa, as quais permitem apenas uma alteração no tempo alocado entre estudo e trabalho, uma vez que os benefícios recebidos são insuficientes para que a criança abandone as atividades laborais. Ademais, os resultados apontam que a transferência direta de renda reduz a proporção de crianças que só trabalham e aquelas que não estudam nem trabalham, e aumentam a proporção de crianças que apenas estudam e que estudam e trabalham.

Ferro e Kassouf (2005) verificaram uma contribuição significativa do Programa Bolsa Escola sobre a redução da jornada de trabalho semanal das crianças. Mas, Cacciamali, Tatei e Batista (2010) afirmam que o PBF, apesar de elevar a frequência escolar das crianças, também aumenta as chances de ocorrência do trabalho infantil. Além da compreensão acerca dos papéis desempenhados pelas políticas públicas, é relevante conceber o trabalho infantil dentro do contexto familiar e constituinte de um mesmo processo decisório que define também a frequência escolar. Uma decisão que envolve complexas análises de custo e benefício deve ser pautada por diferentes características familiares. Há, assim, um padrão familiar que determina tais escolhas?

Estudos como o de Mesquita (2015) têm apontado o Sudeste (34,57 %) e o Nordeste (26,05%) como as regiões brasileiras que mais inserem crianças no mercado de trabalho. Além de apresentar uma alta incidência de trabalho infantil, o Nordeste também é uma das regiões com os maiores níveis de pobreza. Se um maior nível educacional (que possivelmente compete com a oferta de trabalho infantil) pode elevar as chances de uma interrupção do ciclo de pobreza, a análise dessa temática nessa região pode fornecer importantes subsídios para a política pública. Na região Nordeste, destaca-se o estado de Pernambuco como um dos estados com menor percentual de trabalho infantil. Em 2000, 9,7% das crianças pernambucanas de 10 a 15 anos de idade estavam ocupadas. Naquele ano, apenas Sergipe e Rio Grande do Norte, respectivamente, apresentavam percentual inferior. Contudo, observa-se que todos os estados do Nordeste conseguiram reduzir esse indicador ao longo dos anos 2000. Em 2010, por exemplo, esse percentual foi reduzido a 8% em Pernambuco (IBGE, 2016).

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é avaliar a influência do *background* familiar, as características individuais da criança e de localização, e as condições do domicílio sobre a decisão conjunta das famílias entre o emprego e o estudo das crianças. Para fins de análise e considerando sua importância temática, analisa-se o estado de Pernambuco, por meio dos dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD) para o ano de 2014. Assim, com o foco sobre esse estado, este estudo contribui para o entendimento dos fatores associados à tomada de decisão entre trabalho e estudo das crianças em uma região de considerável interesse, como a nordestina, ao mesmo tempo em que considera um dos casos mais bem-sucedidos quanto à redução do trabalho infantil nessa região.

## 2 DETERMINANTES DO TRABALHO INFANTIL E FREQUÊNCIA ESCOLAR: UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA

Conforme destaca Kassouf (2002), o combate ao trabalho infantil tem ganhado expressividade a nível mundial, em função das graves consequências que esse problema pode gerar, por exemplo, a redução de oportunidades educacionais, mesmo que trabalho e estudo não sejam variáveis mutuamente exclusivas. Nesse sentido, o trabalho infantil, que, geralmente, é acentuado em áreas e regiões caracterizadas por uma maior desigualdade econômica e maiores níveis de pobreza, pode refletir em um ciclo intergeracional da pobreza. Isso ocorre quando uma criança que dedica seu tempo ao trabalho, integralmente ou parcialmente, por longos períodos, está sujeita a uma baixa escolaridade, o que reduz suas oportunidades em empregos que exigem maior qualificação e que oferecem maiores salários. Dessa forma, o *trade-off* entre um aumento da renda atual em detrimento de uma melhor remuneração futura, experimentado pela família, permite que a criança se insira em um ciclo repetitivo da pobreza, já vivenciado pelos pais.

Posto isso, a questão sobre o que determina o trabalho infantil tem ganhado espaço na literatura, explorando como a estrutura familiar influencia na inserção da criança no mercado de trabalho por meio de covariadas na equação de determinação do trabalho infantil, entre as quais se destacam: o sexo do chefe do domicílio, a presença de cônjuge,

o tamanho de irmãos mais novos e velhos, o tamanho da família, dentre outros fatores. Autores como Hill e Duncan (1987), Basu e Van (1998), Grootaert e Patrinos (2002) e Chernozhukov, Fernández-Val e Kowalski (2011) apontam para uma relação positiva entre a inserção da criança no mercado de trabalho com o tamanho da família, a presença de cônjuge e o número de irmãos mais novos.

Além disso, Manski et al. (1992) e Mesquita (2015) afirmam que as decisões de trabalho infantil podem ser agravadas quando esta cresce em uma família de estrutura monoparental chefiada pela mãe, implicando em um pior rendimento escolar da criança acompanhado de uma maior evasão do sistema educacional. Como resultado disso, a propensão dessas crianças estarem inseridas no mercado de trabalho aumenta, ressaltando que a escolha de alocação do tempo entre trabalho, estudo e lazer é feita pelos pais ou responsáveis da criança (BASU; VAN, 1998).

Outros estudos têm explorado a questão do trabalho infantil na agricultura familiar. Os determinantes envolvidos se relacionam a questões como a condição de pobreza, os altos custos de produção agrícola decorrentes da necessidade de contratação de mão de obra externa, sistema educacional deficitário e baixa inovação tecnológica do setor, o que favorece atividades informais (KRUGER, 2007; MESQUITA, 2015). Entretanto, Dumas (2007) lança dúvida sobre a questão da causalidade entre pobreza e trabalho infantil em um estudo para Burkina Faso, enquanto Basu, Das e Dutta (2010) sugerem que uma possível relação entre propriedade da terra e o trabalho infantil possa assumir o formato de U-invertido para um estudo em Nova Deli, Índia.

A questão da relação entre riqueza familiar e trabalho infantil foi bem explorada por Basu e Van (1998), tendo seus resultados corroborados por Basu e Txannatos (2003) e Edmonds (2005). Segundo os autores, à medida que os recursos da família aumentam, a inserção precoce da criança do mercado de trabalho pode diminuir significativamente, o que se contrapõe aos resultados encontrados por Dumas (2007).

Contudo, a literatura sobre os determinantes do trabalho infantil no Brasil tem avançado no sentido de investigar a relação dessa questão com a frequência escolar. Santos e Souza (2007), por exemplo, analisaram a relação entre a redução do

trabalho infantil e o aumento da frequência escolar no Brasil durante a década de 1990. Segundo os autores, mudanças na probabilidade de uma criança trabalhar ou estudar, ou de não trabalhar e nem estudar estão mais correlacionadas com as mudanças nas variáveis explicativas do que em relação ao retorno delas. Ademais, os autores destacam que a queda do trabalho infantil e o aumento da frequência escolar parecem estar associados às mudanças na qualificação dos professores da rede pública de ensino e mudanças no *background* familiar.

Seguindo essa mesma linha de pesquisa, Moreira et al. (2014) analisaram o efeito das variáveis socioeconômicas que influenciaram a alocação das crianças entre trabalho e estudo na região do Nordeste brasileiro, segundo o gênero. Nesse sentido, os autores revelam que a idade da criança, pertencer à zona rural, a renda e o fato dos pais terem exercido atividade laboral na infância foram os principais determinantes. Além disso, destacam que crianças do sexo masculino possuem maiores chances de não estudar e trabalhar ou estudar e trabalhar, quando comparado às crianças do sexo feminino. Já Moreira e Teixeira (2015) investigaram a transmissão intergeracional do trabalho infantil e frequência escolar em todas as regiões brasileiras. Em linhas gerais, o estudo mostra que o Nordeste é a região brasileira com maior impacto de transmissão intergeracional do trabalho infantil, sendo a educação da pessoa de referência do domicílio como principal fator para explicar a incidência de trabalho infantil.

### 3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Existem várias maneiras de modelar economicamente a determinação do trabalho infantil, que depende, particularmente, das hipóteses sobre a tomada de decisão da família no que concerne a alocação do tempo da criança. Seja  $Y^*$  uma variável latente contínua e não observada que mede o ganho de utilidade advindo da escolha de inserção das crianças no mercado de trabalho. A família opta por ofertar o trabalho infantil se o benefício esperado por essa inserção for positivo, tal que  $Y^* > 0$ , e decide pela não inserção caso contrário, ou seja, se  $Y^* < 0$ . O benefício esperado está condicionado a um conjunto de características da criança, dos pais, fatores socioeconômicos, políti-

cas públicas, dentre outros fatores, sintetizados na matriz  $X$  conforme equação abaixo:

$$Y^* = X\beta + \mu \quad (1)$$

em que  $\beta$  é o vetor de parâmetros do modelo (inclusive intercepto) e  $\mu$  é um termo de erro aleatório com média zero e variância constante.

Embora  $Y^*$  se trate de uma variável latente, pode-se observar a variável binária resultante dessa decisão ( $Y$ ), que assume valor igual a 1 caso a criança trabalhe ( $Y = 1$  se  $Y^* > 0$ ), e valor 0 caso contrário ( $Y = 0$  se  $Y^* < 0$ ). Dessa forma, um modelo de escolha binária, como um *probit* seria adequado para verificar fatores associados às chances da criança de estar inserida no mercado de trabalho.

Porém, as decisões entre trabalho e estudo das crianças possivelmente fazem parte de um mesmo processo decisório familiar. Diversos autores têm evidenciado a possibilidade de existência de um *tradeoff* entre o tempo dedicado ao trabalho e estudo das crianças e adolescentes. Diante dessa possibilidade, neste trabalho verificam-se os fatores que se associam à probabilidade de escolha pelo trabalho infantil, considerando a possível simultaneidade das decisões entre estudar e trabalhar. Portanto, têm-se duas variáveis dependentes dicotômicas, e considera-se a possibilidade de existência de um fator endógeno não observado que relaciona essas variáveis, de maneira que a escolha por uma determinada decisão afeta, diretamente, a probabilidade de o indivíduo decidir-se pela outra opção.

Alguns trabalhos têm empregado o método do *logit multinomial* para avaliar as decisões de alocação entre estudo e trabalho das crianças, considerando várias possibilidades – como as quatro combinações possíveis de como a criança aloca seu tempo entre estudar e trabalhar. Contudo, caso essas opções constituam e sejam resultado de uma única tomada de decisão, assim como destacam Machado e Oliveira (2014), então a suposição presente na abordagem do *logit multinomial* seria, a princípio inadequada. Trata-se da suposição de independência entre as alternativas irrelevantes, que, em geral, limita o *logit multinomial* a uma série de comparações em pares que não são afetadas pelas características das alternativas subjacentes. Isso implica que adicionar uma alternativa ou mudar as características de uma terceira alternativa, não

afeta as razões de chance entre as duas alternativas sendo comparadas (CAMERON; TRIVEDI, 2005). Em suma, isto significa fazer suposições de independência dos erros entre a decisão de “trabalhar” e “estudar”.

Assim, diante do que foi exposto, a estratégia empírica utilizada neste trabalho baseia-se no *probit bivariado*, que apresenta a característica de não impor qualquer formato específico para a tomada de decisão, mas de supor que as duas opções se relacionam entre si de alguma maneira. De acordo com Cacciamali, Tatei e Batista (2010), o procedimento refere-se à definição de dois *probits univariados* estimados conjuntamente, permitindo que os resíduos de cada uma das regressões possam estar correlacionados, ou seja, a tomada de decisão de trabalhar pode ser afetada pela decisão de estudar, e vice-versa.

O *probit bivariado* pode ser expresso da seguinte forma:

$$Y_{1i}^* = X_i \beta_i + \mu_{1i}$$

$$Y_{1i} = 1 \text{ se } Y_{1i}^* > 0; Y_{1i} = 0 \text{ caso contrário} \quad (2)$$

$$Y_{2i}^* = X_i \beta_i + \mu_{2i}$$

$$Y_{2i} = 1 \text{ se } Y_{2i}^* > 0; Y_{2i} = 0 \text{ caso contrário} \quad (3)$$

em que a primeira variável binária ( $Y_{1i}$ ) indica se a criança ocupava algum posto de trabalho na semana de referência da pesquisa ou não, enquanto a segunda variável binária ( $Y_{2i}$ ) informa se a criança frequentava escola ou não na semana de referência. representa o vetor contendo as variáveis explicativas referentes às características das crianças, dos pais (pessoa de referência), e da região, que afetam ambas as decisões. A escolha simultânea dessas duas opções implica em quatro resultados diferentes e excludentes entre si:

$$(I) \text{ Nem estuda nem trabalha: } [Y_{1i} = 0 \text{ e } Y_{2i} = 0] \quad (4)$$

$$(II) \text{ Apenas trabalha: } [Y_{1i} = 1 \text{ e } Y_{2i} = 0] \quad (5)$$

$$(III) \text{ estuda e trabalha: } [Y_{1i} = 1 \text{ e } Y_{2i} = 1] \quad (6)$$

$$(IV) \text{ Apenas estuda: } [Y_{1i} = 0 \text{ e } Y_{2i} = 1] \quad (7)$$

As suposições sobre os erros aleatórios são:

$$E(\mu_1) = E(\mu_2) = 0 \quad (8)$$

$$Var(\mu_1) = Var(\mu_2) = 1 \quad (9)$$

$$Cov(\mu_1, \mu_2) = \rho \quad (10)$$

$$(\mu_1, \mu_2) \text{ DNB } (0,0,1,1,\rho) \quad (11)$$

Se as duas decisões são correlacionadas, os erros dos dois modelos não são independentes entre si ( $\rho = Cov(\mu_1, \mu_2) \neq 0$ ) e a probabilidade de uma opção depende da probabilidade da outra, sendo determinadas conjuntamente. Por outro lado, caso  $\rho=0$ , as escolhas de estudo e trabalho não se correlacionam entre si e os *probits* não precisariam ser estimados conjuntamente. Além dos coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , o *probit bivariado* fornece, também, a estimativa da probabilidade prevista das quatro combinações possíveis descritas anteriormente. Ademais, os erros seguem distribuição normal bivariada (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Neste trabalho, busca-se verificar a influência de importantes variáveis (características familiares, das crianças e sociais) sobre a decisão entre escola e trabalho de crianças e adolescentes. Para que os efeitos causais dessas variáveis sejam de fato revelados, algumas hipóteses são necessárias. A estratégia de identificação depende essencialmente da satisfação de tais suposições.

Primeiro, supõe-se que as variáveis contidas no vetor  $X$  sejam exógenas, de modo que não se correlacionem com o erro aleatório. Para isso, supõe-se que a equação não sofra de viés de variável omitida (sejam as omitidas observáveis ou não). Além disso, supõe-se que os controles inseridos não sejam eles mesmos resultados do fenômeno em estudo (determinados posteriormente e afetados pela decisão de estudo e trabalho das crianças). Essas duas hipóteses, embora não sejam passíveis de teste, oferecem limitações a abordagens que se valem de dados em seção cruzada, como é o caso deste trabalho. Se as famílias que alocam suas crianças ao trabalho têm características não observadas que façam que elas assim agissem, com ou sem o controle de suas rendas, conjuntura econômica, níveis de escolaridade, participação em programas sociais e outros fatores, então a falha em controlar essa heterogeneidade não observada pode levar a estimativas que não refletem necessariamente causalidade. Dados em painel poderiam, a princípio, oferecer meios de controlar tal aspecto (considerando que a heterogeneidade não observada seja

fixa no tempo), assim como fornecer variáveis de controle observadas antes da decisão pelo trabalho infantil. No entanto, diante da impossibilidade de contar com dados dessa natureza a nível individual ou familiar, este trabalho assume tal limitação. Embora a escolha de variáveis explicativas tenha considerado tais questões, os efeitos aqui revelados devem ser interpretados como correlações e não necessariamente refletem causalidades.

### 3.1 Base de dados

Os dados utilizados neste trabalho foram coletados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio para o ano de 2014. Inicialmente, é importante ressaltar que a PNAD é uma pesquisa amostral complexa, ou seja, possui aspectos de estratificação das unidades de amostragem, conglomeração e probabilidades desiguais de seleção em um ou em mais estágios. Tendo em vista que os dados não foram gerados por amostra aleatória simples (AAS) com reposição, então eles não podem ser tratados como observações independentes e identicamente distribuídos (IID). De acordo com Silva, Pessoa e Lila (2002) e Gonçalves et al. (2014), essa informação é de suma importância, uma vez que erros de amostragem em uma amostra complexa são muito mais elevados do que os mesmos erros para uma AAS com mesmo tamanho, e a variância dos estimadores aumenta em relação a mesma variância de uma AAS, na medida do chamado fator do desenho da amostra. Ressalta-se, nesse sentido, que as análises realizadas no presente estudo levaram em consideração a complexidade amostral da PNAD, a fim de obter erros-padrão consistentes.

A amostra considerada no presente estudo, corresponde apenas aos domicílios que possuem crianças com idade entre 5 e 15 anos e residentes no estado de Pernambuco. Realizada essa filtragem, obteve-se uma amostra total de 3.650 crianças que correspondem a uma população de 1.659.404 crianças com base no fator de expansão. A faixa etária considerada, crianças entre 5 e 15 anos, está em consonância com os objetivos do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti) que é de retirar crianças e adolescentes menores de 16 anos do trabalho precoce, exceto aqueles na condição de aprendiz a partir dos 14 anos. Entretanto, vale ressaltar que a PNAD não classifica as crianças ou adolescentes que estão na condição de aprendiz, o que nos leva a conceituar como trabalho infantil ou

infantojuvenil aquelas crianças e adolescentes que estão no mercado de trabalho e possuem menos de 16 anos. Além disso, essa mesma faixa etária foi objeto dos estudos de Araújo et al. (2011) e Cacciamali, Tatei e Batista (2010).

A definição exata do que é trabalho infantil, não é consensual na literatura. Tomando como base a disponibilidade de informações na PNAD 2014, o presente estudo considerou os seguintes aspectos na definição de trabalho infantil ( $Y_{1i}$ ): i - Crianças de 5 a 15 anos de idade que declararam terem trabalhado na semana de referência; ou, ii - Crianças de 5 a 15 anos de idade que não declararam terem trabalhado, mas que exerceram afazeres domésticos por 20 horas ou mais na semana de referência; ou, iii - Crianças de 5 a 15 anos de idade que declararam terem trabalhado, mas exerceram alguma atividade agropecuária ou de construção civil na semana de referência. Por tanto,  $Y_{1i}$  assume valor 1 se a criança atende essas condições e, 0 caso contrário. Já  $Y_{2i}$ , essa define a situação da criança quanto à frequência escolar e assume valor 1 se a criança declara frequentar escola ou creche e, 0 caso contrário.

Em relação às variáveis explicativas que podem influenciar tanto  $Y_{1i}$  quanto  $Y_{2i}$ , foi levado em consideração um conjunto de variáveis de características individuais da criança, do *background* familiar e localização e condição do domicílio em que a criança reside. A seguir, apresenta-se uma breve descrição e importância destas variáveis no modelo em questão.

*Características individuais da criança:* A variável **Masculino** indica o gênero da criança. Segundo Mesquita (2015), os meninos entram mais cedo no mercado de trabalho e o objetivo com esta variável é verificar as chances que a criança tem de estar ocupando um posto de trabalho e/ou estudando, dado que ela é do sexo masculino. Nesse caso, essa variável assume valor 1 se a criança for do gênero masculino e 0, caso contrário. A variável **Idade** refere-se à idade da criança medida em anos. Sua inclusão se justifica pelo fato de que a probabilidade da criança trabalhar à medida que a idade dela aumenta é cada vez maior, conforme enfatizam Hill e Ducan (1987). As *dummies* **Negra, Indígena, Amarela, Parda e Branca** ao indicarem a raça reportada, determinará a probabilidade de a criança estar inserida no mercado de trabalho e/ou estudando dado que ela pertence a uma dessas

raças. Barros, Mendonça e Velazco (1994) sugerem que a raça das crianças é importante uma vez que aquelas consideradas pardas estão associadas a um aumento das chances da criança trabalhar. Cada uma dessas *dummies* assume valor 1, se a criança foi declarada pertencente à raça específica e 0, caso contrário. No modelo estimado, omitiu-se a *dummy* que indica se a criança pertence à raça branca.

*Background familiar:* De acordo com Kassouf (1999), dentre os fatores determinantes do trabalho infantil, pode-se destacar: a renda, a educação dos pais, o tamanho e o tipo da família, dentre outros fatores. Mesquita (2015) ressalta que as características familiares, sobretudo dos pais, são importantes condicionantes do trabalho infantil, dado que a decisão de inserir o filho no mercado de trabalho é tomada pelo responsável, seja ele chefe da família ou não. Nesse sentido, a seguir apresenta-se o conjunto de variáveis correspondente aos aspectos familiares bem como a descrição delas. **Anos de estudo da mãe** reflete a escolaridade da mãe medida em anos de estudo. Espera-se que quanto maior a escolaridade da mãe ou da pessoa de referência, menor a probabilidade da família em ofertar o trabalho da criança, e maior a probabilidade da criança estar matriculada na rede de ensino. A inclusão dessa variável se justifica, pois além de poder representar um indicador cultural da família, Mesquita (2015) argumenta que a baixa escolaridade dos pais é um dos mecanismos indutores do trabalho infantil. Ainda de acordo com Mesquita (2015), crianças imersas em uma estrutura familiar monoparental chefiada pela mãe, têm maiores probabilidades de trabalhar e não frequentar a escola à medida que a mãe possui uma baixa escolaridade. Nesse sentido, a variável **Chefe Masculino**, que indica o sexo do chefe da família visa testar essa hipótese.

A autora sugere que o fato do chefe da família ser do sexo masculino em estrutura biparental, diminui as chances de a criança trabalhar. Essa variável assume valor 1 se o chefe da família é do gênero masculino e 0, caso contrário. A variável **Família com Bolsa Família** indica se a família é beneficiária desse programa de transferência condicionada de renda. Assume valor 1 caso a família receba o benefício e 0, caso contrário. A definição desta variável não está clara na PNAD 2014, que indica apenas se a família recebia normalmente juros de caderneta de poupança ou de outras aplica-

ções financeiras, dividendos, programas sociais ou outros rendimentos, no mês de referência. Assim, foi criada uma variável que indica se a família recebia renda oriunda de alguma das fontes supracitadas e que possuíam renda familiar *per capita* menor ou igual a R\$ 77,00, que era o valor máximo *per capita* que tornava a família apta a receber o benefício em 2014. Ressalta-se que esta variável possui erro de medida, pois nem todas as famílias que estão aptas e inscritas no cadastro do programa recebem o benefício. Espera-se que esta variável aumente as chances da criança estar matriculada na rede de ensino e que não diminua as chances da criança também trabalhar.

A variável **Renda do chefe da família** indica o valor da renda de todas as fontes que o chefe da família possui. Espera-se que esta variável aumente as chances de a criança estudar e diminua as chances dela estar inserida no mercado de trabalho. Já em Cacciamali, Tatei e Batista (2010), essa variável não apresentou significância estatística para a decisão de trabalhar, mas em relação à decisão de estudar o impacto na probabilidade foi positivo, indicado também pelos efeitos marginais que aumentos na renda *per capita* elevam as chances da criança estar frequentando a escola, sugerindo que com rendas mais elevadas, a família necessita cada vez menos da renda oriunda do trabalho infantil. Ainda de acordo com os trabalhos de Gonçalves et al. (2014), Machado e Oliveira (2014) e Hoffmann (2010), esses estudos encontram resultados consistentes em consonância com a literatura especializada quando da utilização desta variável, o que justifica o seu uso. A variável **Número de componentes da família** indica o tamanho da família, em números de componentes (inclusive pais). De acordo com Mesquita (2015), famílias grandes tendem a registrar menor renda *per capita* e maior proporção de dependentes, o que aumenta a vulnerabilidade e a necessidade da renda gerada pelo trabalho das crianças.

**Características de localização e condição do domicílio:** A localização da residência das crianças pode ser um fator determinante nesse processo decisório. Zonas urbanas podem oferecer maiores oportunidades às famílias em termos de renda e acesso à educação para as crianças. Trabalhos mais recentes dessa área, de uma maneira geral, fazem um recorte da localização em que a família está inserida, isto é, no meio urbano ou rural. Neste estudo, além da zona urbana e rural, pretende-se captar

diferenciais entre crianças residentes em regiões metropolitanas ou não. Espera-se que as crianças que residem em áreas urbanas tendam a entrar no mercado de trabalho precocemente. A **dummy Urbano** indicará se a criança reside na zona urbana e assume valor 1 se atender a essa condição e 0, caso contrário. Já a **dummy Metropolitano** assume valor igual a 1 se a criança pertence à região metropolitana e 0, caso contrário. A variável **Domicílio Próprio** indicará se o domicílio é próprio ou de outra natureza, como por exemplo, alugado. Sugere-se que famílias que não possuem domicílios próprios tenham menos recursos a gastar com a família em geral, e com isso necessite complementar a renda familiar decidindo-se alocar a criança no mercado de trabalho em detrimento às decisões de alocação de tempo entre lazer e educação. Famílias com domicílios próprios devem ter maior estabilidade de renda, o que reduz suas chances de precisarem contar com o rendimento do trabalho infantil em caso de choques de renda.

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Trabalho infantil, características das crianças e das famílias

Nesta subseção são apresentadas as análises tabular e descritivas do trabalho infantil e frequência escolar, com base nas características das crianças apontadas na seção anterior. Observa-se na Tabela 1 a distribuição das crianças segundo a faixa etária, status de trabalho e frequência escolar para o Brasil, Nordeste e Pernambuco.

Tabela 1 – Percentual de crianças segundo a faixa etária e condição de trabalho e matrícula escolar - Brasil, Nordeste e Pernambuco - 2014

REGIÃO	Trabalhando	Estudando
BR	8,94	97,24
NE	10,8	97,08
PE	8,67	96,62

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da PNAD 2014.

Percebe-se que o trabalho infantil presente entre as crianças e adolescentes com idade entre 5 e 15 anos em todo o Brasil no ano de 2014 é de 8,94%, ficando abaixo da situação do Nordeste, com 10,8%. Além disso, observa-se também que

o percentual de crianças que frequentavam a escola encontra-se acima de 95% em todas as áreas analisadas.

O estado de Pernambuco evidenciou um percentual de 8,67% de crianças com idade entre 5 e 15 anos em 2014 trabalhando, e apresenta uma incidência de crianças nessa mesma faixa etária frequentando escola de 96,62%. Dessa forma, comparando-o com a situação do Brasil e do Nordeste, o estado de Pernambuco se encontra com a menor incidência de trabalho infantil, embora também seja ligeiramente menor a incidência de crianças na escola.

A distribuição de crianças segundo situação de ocupação para o Brasil, Nordeste e Pernambuco está disposta na Tabela 2. Em relação às crianças na faixa etária entre 5 e 15 anos, o Brasil e o Nordeste como um todo apresentam incidências similares de crianças que não trabalham e não estudam (2,2% e 2,3%, respectivamente); de crianças que apenas trabalham (0,5% e 0,7%, respectivamente) e de crianças que apenas estudam (88,8% e 87%, respectivamente). No entanto, no Nordeste é maior a incidência de crianças nessa faixa etária que exercem ambas as atividades (10,1% contra 8,4% em todo o país).

Em relação a Pernambuco, o estado destacou-se em apresentar a maior incidência de crianças com idade entre 5 e 15 anos que não exercem nenhuma atividade, cerca de 2,6%, quando comparado as situações do Brasil e do Nordeste. O mesmo acontece para aquelas que só trabalham. Já em relação a crianças que apenas estudam, as pernambucanas (88,8%) se equiparam em relação à média nacional (88,8%). Por outro lado, no caso de trabalhar e estudar, a situação de Pernambuco é ligeiramente menor do que o Brasil e o Nordeste (8,4% e 10,1%, respectivamente).

Tabela 2 – Proporção de crianças de 5 a 15 anos de idade segundo a situação de ocupação - Brasil, Nordeste e Pernambuco - 2014

Situação	BR	NE	PE
Nem trabalha e nem estuda	v	2,3	2,6
Só trabalha	0,5	0,7	0,8
Trabalha e estuda	8,4	10,1	7,9
Só estuda	88,8	87,0	88,8

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da PNAD 2014.

A Tabela 3 a seguir, apresenta a proporção das crianças de 5 a 15 anos no estado de Pernambuco para cada característica da criança por situação de ocupação. Verifica-se que em relação às crianças que nem estudam e nem trabalham, em Pernambuco, os meninos respondem pela maior parte, cerca de 56,35%. Já as meninas encontram-se mais presentes entre as crianças que trabalham e estudam, (65,66% dessas). Esse resultado chama atenção pelo fato de que as famílias comumente atribuem os afazeres domésticos às crianças do sexo feminino, o que se reflete também sobre a maior proporção de crianças que só estudam que são do sexo masculino (52,58% dessas).

Quando se analisa a raça, percebe-se que a proporção de crianças de cor parda é a que predomina dentre todas as alternativas de atividades e dentre todas as outras raças, seguida sempre das crianças de cor branca e negra, respectivamente. Das crianças que apenas estudam, nota-se que a maior parte são pardas (cerca de 61%) e brancas (33,57%). Em relação ao sexo do chefe da família nos domicílios, é mais incidente a presença do homem como chefe do domicílio onde as crianças trabalham e estudam (56,39%) e entre as crianças que apenas estudam (54,8%). Entre as crianças que nem trabalham e nem estudam ou entre aquelas que apenas trabalham, há uma distribuição mais similar entre as que vivem em domicílios chefiados por mulheres (56,15% e 55,42%, respectivamente). Isso se deve a uma maior probabilidade de que o domicílio chefiado pela mãe seja uma estrutura familiar monoparental, e que necessite de complementação da renda familiar com a renda da criança.

Quanto à localização de residência da criança entre urbano e rural, percebe-se um comportamento similar para todas as categorias de situação de ocupação, isto porque em cada situação a maioria é composta por crianças residentes áreas urbanas, sempre com percentual superior a 60%. Obviamente, esse resultado é bastante influenciado pelo maior percentual de crianças residirem em zonas urbanas. No entanto, vale ressaltar que entre as crianças que trabalham e estudam, a proporcionalidade é um pouco diferente do que nas demais situações de ocupação. Há, nesse grupo, um percentual mais elevado de crianças da zona rural (37,17%). Essa estatística mostra que mesmo com a ampliação de políticas facilitadoras ao acesso escolar, como o transporte público, no meio rural pode ser que exista maior necessidade tanto

de complementariedade da renda, quanto de mão de obra na própria atividade agropecuária. Os resultados para a condição de ocupação do domicílio também são influenciados pelo fato de existirem mais domicílios próprios do que não próprios. Nesse aspecto, observa-se um comportamento se-

melhante em todas as situações analisadas, isto é, maior proporção de crianças com domicílio próprio independente da situação de ocupação das crianças. Contudo, percebe-se que essa proporção é superior a 70% entre crianças que trabalham e estudam ou que só estudam.

Tabela 3 – Proporção de crianças de 5 a 15 anos segundo as características e situação de ocupação - Pernambuco - 2014

Variáveis	Não trabalha e não estuda	Somente trabalha	Trabalha e estuda	Somente estuda
Feminino	43,65	40,50	65,66	47,42
Masculino	56,35	59,50	34,34	52,58
Total	100,00	100,00	100,00	100,00
Indígena	0,00	0,00	3,44	0,72
Branca	24,37	30,77	31,36	33,57
Negra	1,75	0,00	4,15	4,29
Amarela	0,00	0,00	0,00	0,16
Parda	73,88	69,23	61,05	61,26
Total	100,00	100,00	100,00	100,00
Chefe Feminino	56,15	55,42	43,61	45,20
Chefe Masculino	43,85	44,58	56,39	54,80
Total	100,00	100,00	100,00	100,00
Rural	22,20	24,65	37,17	22,20
Urbano	77,80	75,35	62,83	77,80
Total	100,00	100,00	100,00	100,00
Sem Domicílio Próprio	32,75	33,93	27,09	27,08
Com Domicílio Próprio	67,25	66,07	72,91	72,92
Total	100,00	100,00	100,00	100,00
Família com Bolsa Família	8,93	3,75	5,55	5,16
Família sem Bolsa Família	91,07	96,25	94,45	94,84
Total	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da PNAD 2014.

Quando se analisa a condição das famílias segundo o recebimento do benefício do Programa Bolsa Família, verifica-se o mesmo padrão das duas últimas variáveis analisadas. A proporção de crianças que não recebem Bolsa Família é sempre superior do que a proporção de crianças que recebem o benefício, independente da categoria de ocupação da criança. Percebe-se que entre as crianças que não trabalham e não estudam há uma incidência maior de crianças beneficiadas (8,93%). Esse pode ser um resultado preocupante, uma vez que o benefício condiciona a frequência da criança em um ambiente escolar. Por outro lado, também pode ser um indício de uma focalização do programa voltada às crianças mais vulneráveis (Tabela 3).

A Tabela 4 apresenta as estatísticas descritivas de média e desvio padrão de algumas características das crianças e de sua família segundo a situação de ocupação das crianças de 5 a 15 anos. As variáveis consideradas nessa análise contemplam a renda de todas as fontes do chefe da família, escolaridade da mãe, medida em anos de estudo, idade da

criança e número de componentes da família. Em linhas gerais, pode-se destacar um padrão entre as crianças que apenas estudam e entre as que apenas trabalham. Crianças que apenas estudam são caracterizadas por apresentarem, em média, maiores níveis de renda do chefe da família; possuem mães mais escolarizadas e; são mais jovens do que crianças em outras categorias de ocupação da criança. Exatamente o oposto ocorre em relação às crianças de outras categorias. Por exemplo, crianças que não trabalham e nem estudam possuem chefes de família com renda inferior em R\$330,00, em média, e mães menos escolarizadas, em relação às características das crianças que apenas estudam. As crianças que só trabalham, são, em média, mais velhas. Cabe ressaltar que a desigualdade quanto à renda fornece uma indicação do surgimento do trabalho infantil como resultado da necessidade de complementação da renda. Nas famílias em que as crianças apenas estudam, a renda média do chefe é sempre superior àquelas dos chefes de famílias com crianças em qualquer outra situação.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas das características segundo a situação de ocupação das crianças de 5 a 15 anos - Pernambuco - 2014

Variáveis	Situação de ocupação	Média	D.P.
Renda de todas as fontes do chefe da família	Nem trabalha e nem estuda	661,3	549,4
	Só trabalha	763,1	581,2
	Trabalha e estuda	722,3	708,4
	Só estuda	994,8	1413,9
Anos de estudo da mãe	Nem trabalha e nem estuda	4,0	3,7
	Só trabalha	4,3	3,3
	Trabalha e estuda	4,9	4,3
	Só estuda	7,0	4,4
Idade da criança	Nem trabalha e nem estuda	10,2	4,3
	Só trabalha	13,7	2,4
	Trabalha e estuda	13,1	1,8
	Só estuda	10,0	3,1
Número de componentes da família	Nem trabalha e nem estuda	4,5	1,8
	Só trabalha	4,2	2,1
	Trabalha e estuda	4,6	1,7
	Só estuda	4,4	1,5

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da PNAD 2014.

Com relação ao número de componentes da família, as crianças que trabalham e estudam apresentaram a maior média (4,6), por outro lado, as crianças que só trabalham apresentaram o menor nível (4,2).

## 4.2 Determinantes do trabalho infantil no Pernambuco

Nesta subseção são apresentados os resultados estimados por meio do *probit bivariado* que fornecem fatores condicionantes e seus impactos sobre a decisão entre trabalho infantil (primeira coluna) e estudo das crianças (segunda coluna), de 5 e 15 anos de idade, do estado de Pernambuco em 2014. Além disso, são apresentados os efeitos marginais dessas variáveis, em termos percentuais, sobre cada decisão conjunta de trabalhar e/ou estudar (colunas 3 a 6). Esses resultados estão sintetizados na Tabela 5.

Tabela 5 – Estimação do modelo *probit* bivariado e efeitos marginais sobre a decisão de ocupação da criança - Pernambuco - 2014

Variáveis	Decisão de trabalhar	Decisão de estudar	dy/dx Nem Nem	dy/dx Só trab.	dy/dx Trab. e est.	dy/dx Só est.
Características individuais						
Idade	0,227*** (0,035)	-0,012 (0,026)	-0,07 (0,001)	0,15*** (0,000)	2,49*** (0,004)	-2,56*** (0,004)
Masculino	-0,369*** (0,139)	-0,207 (0,144)	1,31 (0,008)	-0,03 (0,002)	-4,25*** (0,014)	2,97* (0,016)
Indígena	1,115*** (0,242)	4,539*** (0,276)	-24,56*** (0,035)	-3,59*** (0,010)	16,55*** (0,027)	11,60*** (0,042)
Negra	-0,160 (0,285)	0,257 (0,462)	-1,25 (0,024)	-0,34 (0,005)	-1,52 (0,030)	3,11 (0,045)
Amarela	-4,964*** (0,232)	4,361*** (0,212)	-19,89*** (0,032)	-7,16*** (0,019)	-50,53*** (0,051)	77,57*** (0,061)
Parda	-0,051 (0,117)	-0,187 (0,134)	1,02 (0,007)	0,14 (0,002)	-0,74 (0,013)	-0,42 (0,015)
Localização e domicílio						
Urbana	-0,220 (0,169)	-0,133 (0,208)	0,84 (0,011)	-0,01 (0,002)	-2,55 (0,019)	1,73 (0,022)
Metropolitana	-0,103 (0,131)	-0,017 (0,121)	0,15 (0,006)	-0,05 (0,002)	-1,15 (0,015)	1,04 (0,017)
Casa Própria	-0,110 (0,128)	0,129 (0,094)	-0,61 (0,005)	-0,19 (0,002)	-1,08 (0,014)	1,88 (0,016)
Background familiar						
Anos estudo da mãe	-0,046*** (0,014)	0,064*** (0,015)	-0,31*** (0,001)	-0,09*** (0,000)	-0,44*** (0,002)	0,84*** (0,002)
Chefe masculino	0,173 (0,153)	0,098 (0,139)	-0,62 (0,007)	0,01 (0,002)	1,99 (0,016)	-1,39 (0,019)
Com Bolsa Família	-0,034 (0,242)	-0,038 (0,285)	0,22 (0,015)	0,01 (0,003)	-0,41 (0,028)	0,18 (0,027)
Renda de todas as fontes do chefe	-0,0001** (0,000)	0,0002** (0,000)	-0,0008* (0,000)	-0,0002** (0,000)	-0,0013** (0,000)	0,002*** (0,000)
Nº de componentes da família	-0,005 (0,033)	0,094* (0,049)	-0,49** (0,002)	-0,09 (0,001)	0,03 (0,004)	0,55 (0,005)
Athrho	-0,213* (0,128)					
rho(p)	-0,210* (0,128)					

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da PNAD 2014.

Nota: \*\*\*: Significativo a 1%; \*\*: Significativo a 5%; \*: Significativo a 10%. Erros padrão entre parênteses ( ).

Uma indicação quanto à relação entre as decisões de estudo e trabalho é fornecida pelo coeficiente  $\rho$ , que mede a correlação entre os termos de erro das duas equações. O valor desse coeficiente para o modelo geral foi significativo ao nível de 5%, indicando que há interdependência entre as decisões de trabalho e estudo das crianças. Uma vez que esse coeficiente é negativo, os fatores não observados não incluídos no modelo contribuem para elevação na probabilidade de trabalho e redução na probabilidade de estudo e vice-versa. Esse resultado confirma a necessidade de se considerar que ambas as decisões resultam de um mesmo processo e fornece uma primeira indicação da importância da política pública voltada para um dos aspectos (trabalho infantil) e considerar os seus efeitos sobre a frequência escolar.

Com base nos resultados da Tabela 5, observa-se que a idade da criança impacta positivamente a decisão de trabalho, isto é, à medida que a idade da criança avança, a probabilidade dela frequentar o mercado de trabalho aumenta. Contrariamente, a idade da criança afeta negativamente a frequência escolar. Os resultados em termos de efeitos marginais são semelhantes aos encontrados por Santos e Souza (2007), aos quais afirmam que com o avanço da idade, menores são as chances da criança apenas estudar e maiores as chances nas outras categorias. Uma criança, no Brasil, aos 15 anos de idade está concluindo ou já concluiu o primeiro ciclo educacional, o ensino fundamental. Percebe-se que estas crianças tendem a se inserir no mercado de trabalho ao mesmo tempo que ingressam no segundo ciclo educacional, o ensino médio, pois a chance de trabalhar e estudar aumenta significativamente. O trabalho infantil pode se tornar um problema, principalmente para aquelas crianças que almejam o nível superior de educação, quando limita o tempo de estudo.

O fato de a criança ser do sexo masculino diminui as chances dela frequentar o mercado de trabalho quando comparado às meninas. Esse resultado pode estar associado, em parte, ao fato das meninas serem alocadas mais cedo em trabalhos domésticos. Interessante notar que o sexo da criança não foi significativo para explicar a decisão de estudar, embora tenha apresentado sinal negativo na especificação. Esse resultado não está em conformidade com os achados de Santos e Souza (2007). Esses autores afirmam que ser do sexo masculino aumentam as chances da criança

trabalhar seja consociado com o estudo ou não. No entanto, os autores desconsideram os afazeres domésticos como trabalho infantil, que por sua vez é uma atividade culturalmente atribuída às meninas no Brasil. Nesse sentido, os resultados aqui apontados mostram que ser do sexo masculino aumentam as chances da criança só estudar e reduz as chances de estudar e trabalhar quando se comparam às crianças do sexo oposto.

No que tange aos efeitos das *dummies* de raça, estas não parecem mostrar evidências de efeitos significativamente diferentes das crianças pardas ou negras em relação às brancas quanto às decisões de trabalho e estudo. No entanto, constatou-se que ser indígena está associado positivamente e significativamente com a probabilidade da criança trabalhar, assim como de estudar em relação às crianças brancas. Esse resultado pode ser explicado pelo progresso estabelecido a partir da Constituição de 1988, que reconhece o indígena como cidadão de direitos. Nesse sentido, exerceu-se nos últimos anos um esforço maior de inclusão social desses povos. Conforme destaca Silveira (2012), Pernambuco é um dos estados a qual a Educação Escolar Indígena avançou e cita, por exemplo, haver 11,7% a mais de matrículas no Censo Escolar de 2009 para Educação Escolar Indígena nesse estado. Assim, ser indígena quando comparado a brancos aumenta a chance da criança estudar, em conjunto com alguma atividade ou não. Por outro lado, crianças de raça amarela têm diminuídas as suas chances de trabalhar e elevadas as suas chances de estudar em relação às crianças brancas.

Quando se analisam variáveis relacionadas à localização, nota-se que nenhuma apresenta efeitos estatisticamente significativos. No entanto, analisando os sinais dessas variáveis, nota-se que morar na zona urbana diminui as chances da criança estar inserida no mercado de trabalho e o mesmo ocorre para a decisão de estudar. Do mesmo modo, residir na zona metropolitana afeta negativamente a frequência escolar. Por fim, o domicílio próprio impacta negativamente a escolha pelo trabalho, e positivamente a decisão de estudo.

Conforme esperado, a escolaridade da mãe influencia negativamente a decisão de alocação da criança no trabalho e está associada positivamente com a decisão de frequência escolar. Além disso, observa-se que esse fator reduz as chances de uma criança estar nas situações de ocupação menos de-

sejáveis e aumenta a chance dela apenas estudar. O fato da escolaridade da mãe associar-se a esse efeito benéfico sobre os filhos pode estar relacionado tanto ao maior nível de renda da mãe, que reduz a necessidade de complementação da renda por parte da criança, quanto à conscientização e cuidado com as crianças que resulta do conhecimento e educação das mães.

Assim como os anos de estudo da mãe, a renda do chefe da família também se associa negativamente e significativamente com a incidência de trabalho infantil. Já com a frequência da criança na escola, observa-se uma relação positiva e significativa. Os resultados mostram também que o fato da família ser beneficiária do Programa Bolsa Família não influencia a decisão quanto ao trabalho das crianças, assim como não afeta significativamente a frequência escolar. Assim, controlados todos os demais fatores relacionados às características das crianças e das famílias, os beneficiários do programa não parecem ter efeitos significativamente diferentes. Entretanto, ressalta-se que não se trata de evidências de ausência de impacto ou efeito causal do programa<sup>1</sup>.

Em relação ao número de componentes da família, não se encontrou associação significativa com a probabilidade da criança trabalhar, embora, afete positivamente e de forma significativa a probabilidade de frequência à rede de ensino. Além disso, o maior número de pessoas na família reduz a chance da criança de não trabalhar e nem estudar.

Por meio da Tabela 5, averiguou-se, além de outros resultados, a influência significativa do *background* familiar, tal como a escolaridade da mãe e a renda do chefe da família, sobre a decisão de ocupação das crianças entre trabalhar ou estudar. Em virtude disso, buscou-se relacionar tais características com as probabilidades preditas de ocupação da criança. Nesse sentido, o Gráfico 1, no Apêndice A, mostra os efeitos sobre as probabilidades bivariadas da criança *nem trabalhar e nem estudar*, *só trabalhar*, *trabalhar e estudar* ou *só estudar* de elevações sucessivas nos anos de escolaridade da mãe da criança, mantendo-se tudo o mais constante<sup>2</sup>. Em adição, a mesma rela-

ção foi analisada com as probabilidades preditas condicionais, ou seja, a probabilidade da criança trabalhar dado que ela estuda e, da criança estudar dado que ela trabalha. O mesmo procedimento foi executado para relacionar essas probabilidades com a renda, como é possível observar no Gráfico 2, no Apêndice B.

Duas constatações podem ser inferidas com base nos Gráficos 1 e 2. A primeira remete ao fato de que as probabilidades preditas bivariadas de uma criança pertencer a um dos grupos de ocupação menos desejáveis (nem trabalhar e nem estudar, só trabalhar ou trabalhar e estudar), nessas condições, é baixa. Esse padrão pode ser observado tanto para situação em que apenas a escolaridade da mãe varia (gráficos 1a, 1b e 1c), quanto para o caso em que ocorre variação apenas na renda do chefe (gráficos 2a, 2b e 2c). O contrário é observado para as chances de uma criança pertencer ao grupo das que apenas estudam, as quais se elevam com os anos de estudo da mãe (gráfico (1d)) e com a renda do chefe da família (gráfico (2d)).

A segunda constatação está relacionada ao comportamento dessas probabilidades à medida que anos de estudo da mãe ou a renda do chefe da família crescem, mantendo-se constante as demais características em termos médios. Percebe-se claramente que a chance de uma criança pertencer a grupos menos desejáveis de ocupação decresce à medida que se observa o aumento nos anos de estudo da mãe ou da renda do chefe da família, sendo que tende a zero, quando as mães alcançam patamares mais elevados de escolaridade (Gráficos 1a, 1b e 1c) ou quando o chefe da família obtém rendimentos acima de 5 mil reais (Gráficos 2a, 2b e 2c). O contrário é verificado no caso da probabilidade da criança apenas estudar.

Pode-se afirmar que a probabilidade de uma criança trabalhar dado que ela frequenta escola é baixa e decresce significativamente com o aumento dos anos de estudo da mãe (Gráfico 1e) ou com aumento da renda do chefe da família (Gráfico 2e). Entretanto, a informação mais relevante diz respeito à probabilidade da criança estudar dado que ela trabalha. Observa-se, que as crianças que trabalham possuem uma probabilidade elevada de estudarem e ela se amplia com o aumento dos anos de estudo da mãe (Gráfico 1f) ou com o aumento da renda do chefe da família (Gráfico 2f). Nesse sentido, os resultados ora apresentados reforçam

1 Para uma avaliação de impactos rigorosa do ponto de vista metodológico, outras técnicas econométricas seriam necessárias, o que foge do escopo deste estudo.

2 As probabilidades preditas foram calculadas mantendo-se todas as outras variáveis do modelo constante em termos médios, variando-se apenas a variável de interesse, isto é, anos de estudo da mãe ou renda do chefe da família.

a importância do *background* familiar sobre a situação de ocupação no trabalho e/ou frequência escolar das crianças para o caso de Pernambuco.

## 5 CONCLUSÃO

Embora tenha se observado redução no número de crianças trabalhando nas últimas décadas, o problema do trabalho infantil persiste, representando um entrave à quebra do ciclo intergeracional da pobreza e acumulação de capital humano. Por meio da consideração da interdependência entre as decisões de trabalho e estudo das crianças, objetivou-se neste trabalho analisar como o *background* familiar influencia tais decisões no estado de Pernambuco. Entre os principais resultados, verificou-se que a idade impacta negativamente a decisão de estudar e positivamente a decisão de trabalhar. Em termos de questões raciais, apenas a cor amarela foi responsável por impactar de forma significativa essas decisões, indicando um efeito negativo sobre a escolha por trabalho, e diretamente a escolha quanto à frequência escolar. A escolaridade da mãe, por sua vez, apresenta relação inversa, impactando positivamente a probabilidade de a criança estudar e negativamente a de trabalhar.

Nota-se ainda que características do *background* familiar, tais como a escolaridade da mãe e a renda do chefe da família influenciam essa decisão de forma semelhante, isto é, em situações que comprometem a frequência e tempo da criança dedicado à escola e, portanto, situações menos desejáveis, aumentos nessas duas variáveis reduzem a probabilidade conjunta da criança pertencer ao grupo que *nem estuda e nem trabalha, só trabalha* ou que *trabalha e estuda*, mas aumenta a probabilidade delas pertencerem ao grupo de crianças que *só estudam*.

Este artigo traz resultados importantes que podem auxiliar na formulação de políticas públicas para erradicar o trabalho infantil de forma efetiva. O fato de que adolescentes tenham maior propensão ao trabalho e menor ao estudo do que crianças indica que as políticas públicas devem focar nesta faixa etária. Além disso, essas devem basear-se não apenas em políticas públicas ativas (baseadas em condicionalidades), mas também em conscientização de empregadores e famílias quanto aos possíveis efeitos prejudiciais de determinados pos-

tos de trabalhos. A acumulação de capital humano via educação e a provisão de um ambiente propício à dedicação aos estudos de crianças e adolescentes devem ser foco de ações tanto do setor público quanto do privado. Verificou-se a importância de mecanismos garantidores de estabilidade e segurança quanto à renda, bem como de políticas de qualificação dos pais, dado o papel da escolaridade da mãe nesse processo. Para pesquisas futuras, sugere-se explorar mais a relação entre instabilidade de renda, tais como choques provocados por desemprego, doenças e mortes, sobre a decisão da família pelo trabalho infantil.

## REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, A. A.; LIMA, J. E.; LIMA, J. R. F.; GOMES, M. F. M. Trabalho infantil no Brasil: análise dos principais determinantes. **Ensaaios FEE**, v. 31, n. 2, p. 373-394, 2011.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R., VELAZCO, T. **Is poverty the main cause of child work in urban Brazil?** Texto para discussão Ipea, n. 351, 1994.
- BASU, K.; DAS, S.; DUTTA, B. Child labor and household wealth: theory and empirical evidence of an inverted-U. **Journal of Development Economics**, v. 91, n. 1, p. 8-14, 2010.
- BASU, K.; TZANNATOS, Z. The global child labor problem: what do we know and what can we do? **The World Bank Economic Review**, v. 17, n. 2, p. 147-173, 2003.
- BASU, K.; VAN, P. H. The economics of child labor: reply. **American Economic Review**, v. 89, n. 5, p. 1.386-1.388, 1999.
- CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F.; BATISTA, N. F. Impactos do programa Bolsa Família federal sobre o trabalho infantil e na frequência escolar. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 14, n. 2, p. 269-301, 2010.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge University Press, 2005.
- CARDOSO, E.; SOUZA, A. P. **The impact of cash transfers on child labor and school attendance in Brazil**. *Working Papers*, Department of Economics, Vanderbilt University, n. 407, 2004.

- CHERNOZHUKOV, V.; FERNÁNDEZ-VAL, I.; KOWALSKI, A. Quantile regression with censoring and endogeneity. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 186, n. 1, p. 201-221, 2011.
- DUMAS, C. Why do parents make their children work? A test of the poverty hypothesis in rural areas of Burkina Faso. **Oxford Economic Papers**, v. 59, n. 2, p. 301-329, 2007.
- EDMONDS, E. V. Does child labor decline with improving economic status? The Journal of Human Resources, v. 40, n.1, p. 77-89, 2005.
- FERRO, A. R.; KASSOUF, A. L. Avaliação do impacto dos programas Bolsa Escola sobre o trabalho infantil no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 3, p. 417-444, 2005.
- GONÇALVES, M. F.; NEVES, M. C. R.; LIMA, J. E.; MENDES, J. S. Determinantes da decisão entre trabalhar e estudar para crianças e adolescentes da região nordeste do Brasil: 2002 e 2011. In: X ENCONTRO DE ECONOMIA BAIANA, 10., 2014, Salvador, . Anais..., Salvador, 2014.
- GROOTAERT, C.; PATRINOS, H. A. **A four-country comparative study of child labor**. Oslo, 2002.
- HILL, M. S.; DUNCAN, G. Parental family income and the socioeconomic attainment of children. **Social Science Research**, v. 16, n. 1, p. 39-73, 1987.
- HOFFMANN, R. Como aposentadorias e pensões afetam a educação e o trabalho de jovens do domicílio. **Economia & Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 38, p. 201-209, abr. 2010.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo demográfico e contagem da população 2000 e 2010**. 2016. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br/>. Acesso em: 31 ago. 2016.
- KASSOUF, A. L. **Trabalho infantil no Brasil**. Piracicaba, 1999. Tese (Livre Docência) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1999.
- KASSOUF, A. L. O efeito do trabalho infantil para os rendimentos dos jovens, controlando o *background* familiar. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13., 2002, Ouro Preto. **Anais...** Ouro Preto: Abep, 2002.
- KRUGER, D. I. Coffee production effects on child labor and schooling in rural Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 82, n. 2, p. 448-463, 2007.
- MACHADO, G. C.; OLIVEIRA, C. A. Programas de transferência de renda e trabalho infantil no Rio Grande do Sul. **Economic Analysis of Law Review**, v.5, n. 1, p. 99-117, jan./jun. 2014.
- MANSKI, C. F.; SANDERFU, G. D.; MC-LANAHAN, S.; POWERS, D. A. Alternative estimates of the effect of family structure during adolescence on high school graduation. **Journal of the American Statistical Association**, v. 87, n. 417, 1992.
- MESQUITA, S. P. **Ensaio sobre trabalho infantil**. Tese (Doutorado – Centro de Ciências Sociais Aplicadas). 147p. Programa de Pós-Graduação em Economia. Universidade Federal da Paraíba (UFPB), João Pessoa, 2015.
- MOREIRA, G. C.; TEIXEIRA, E. C.; GOMES, M. F. M.; MOREIRA, R. B. Determinantes do trabalho infantil na região Nordeste do Brasil, no ano de 2009. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 13, n. 2, p. 258-272, 2014.
- MOREIRA, G. C.; TEIXEIRA, E. C. Transmissão intergeracional do trabalho infantil no Brasil. **pesquisa e planejamento econômico**, v. 45, n. 2, p. 271-288, 2015.
- OIT – ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. Acelerar a ação contra o trabalho infantil: Relatório global no quadro do seguimento da Declaração da OIT sobre os princípios e direitos fundamentais no trabalho. **Conferência Internacional do Trabalho**, n. 99, Genebra, 2010.
- OIT – ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Marking progress against child labour. Global estimates and trends 2000-2012**. Genebra, 2013.

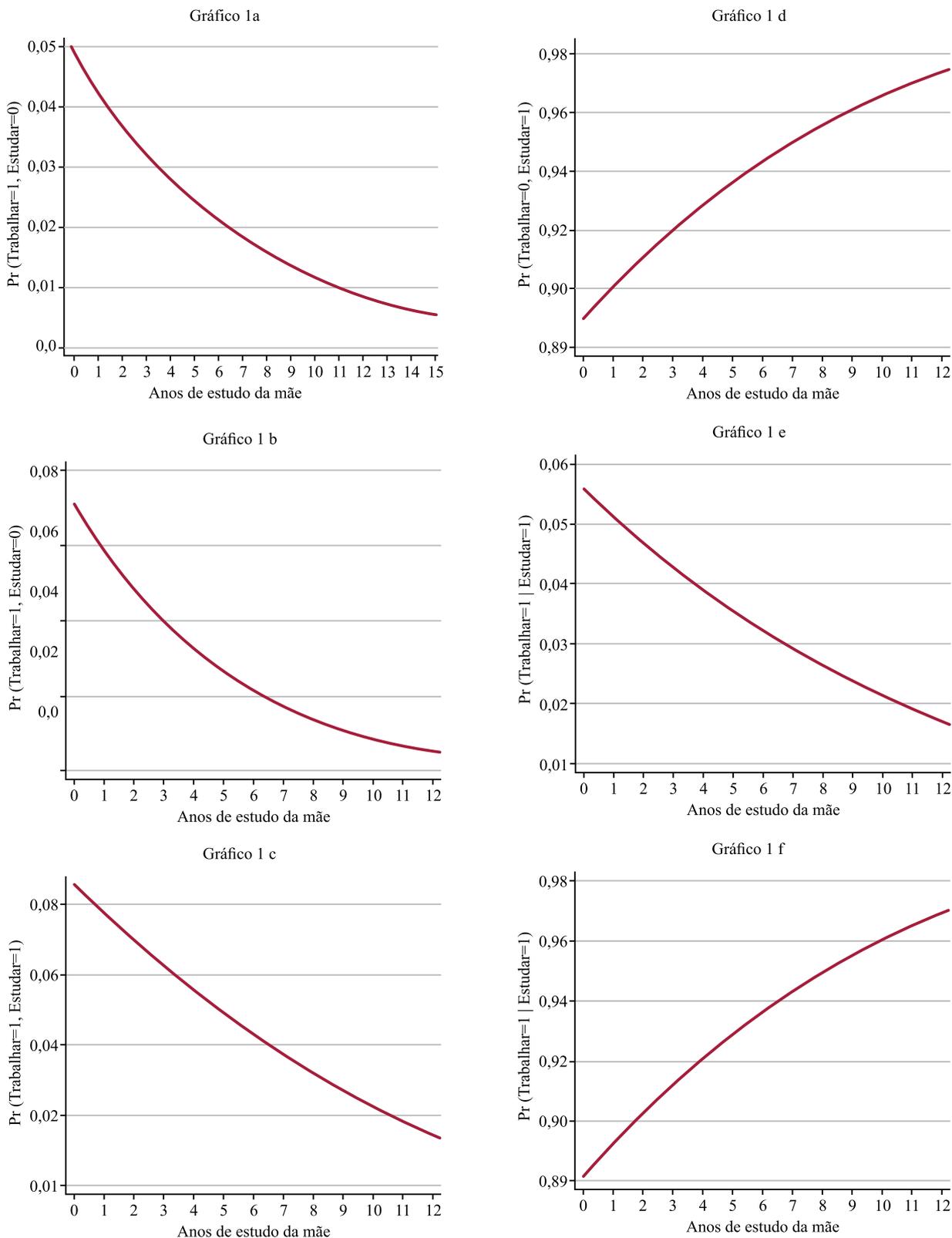
SANTOS, C. F.; SOUZA, A. P. F. A redução do trabalho infantil e o aumento da frequência na escola nos anos 90. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 32., 2007, Recife. **Anais...** Recife: Anpec, 2007.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

SILVEIRA, L. M. L. C. **O processo de estadualização da educação escolar indígena em Pernambuco**: a experiência do povo Fulni-ô. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-graduação em educação, Universidade Federal de Pernambuco (UFPE), 217f, Recife, 2012.

## APÊNDICE A - RELAÇÃO ENTRE A PROBABILIDADE PREDITA DA DECISÃO DE OCUPAÇÃO DA CRIANÇA E ANOS DE ESTUDA DA MÃE

GRÁFICO 1– Relação entre a probabilidade prevista da decisão de ocupação da criança e anos de estuda da mãe – Pernambuco – 2014



Fonte: Elaborados pelos autores com base nos dados da PNAD 2014.

## APÊNDICE B – RELAÇÃO ENTRE A PROBABILIDADE PREDITA DA DECISÃO DE OCUPAÇÃO DA CRIANÇA E RENDA DE TODAS AS FONTES DO CHEFE DA FAMÍLIA

Gráfico 2 – Relação entre a probabilidade prevista da decisão de ocupação da criança e renda de todas as fontes do chefe da família - Pernambuco - 2014

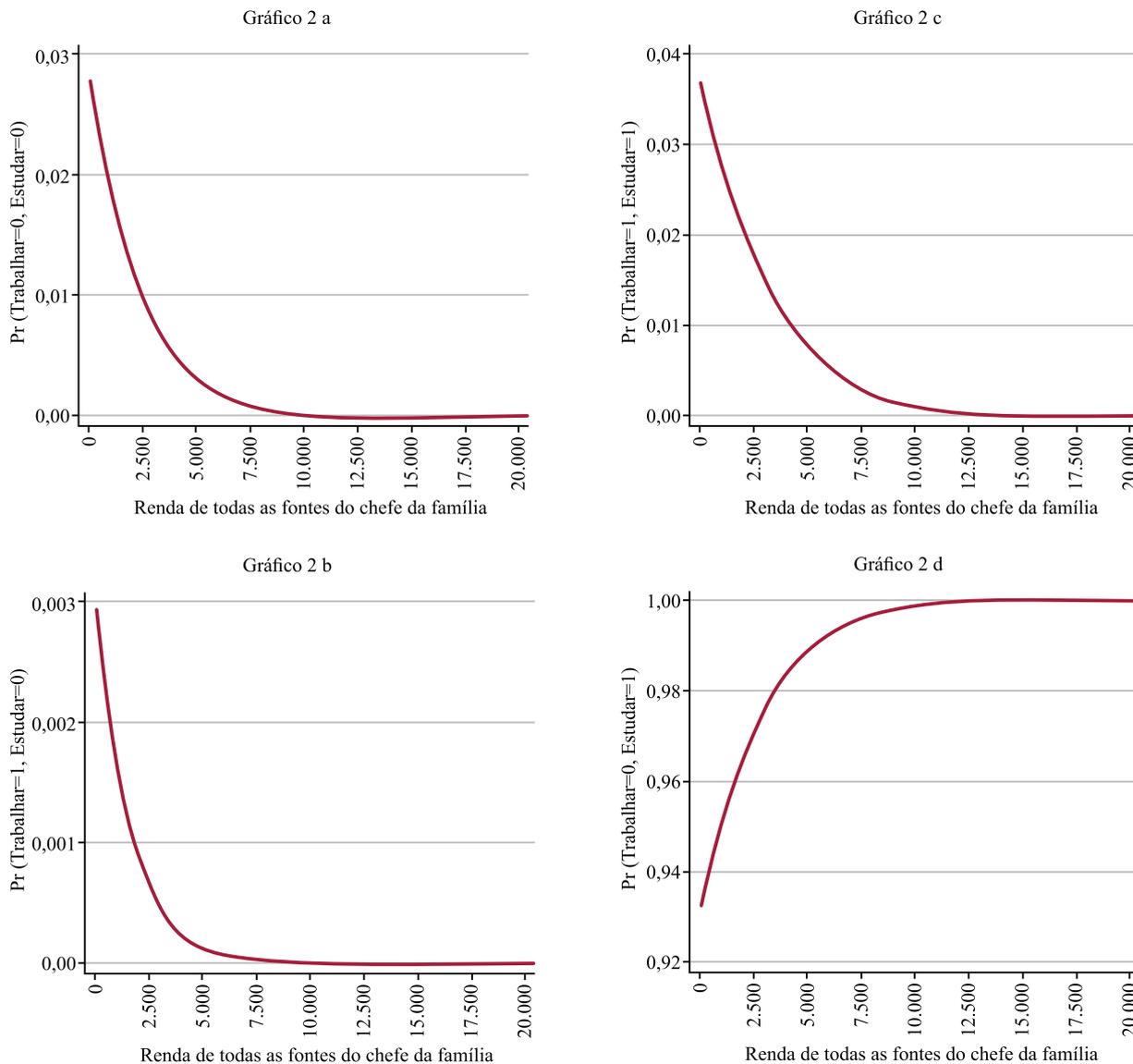


Gráfico 2 e

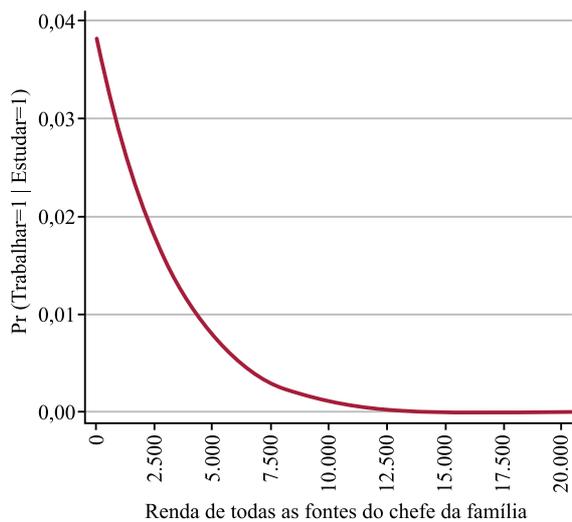
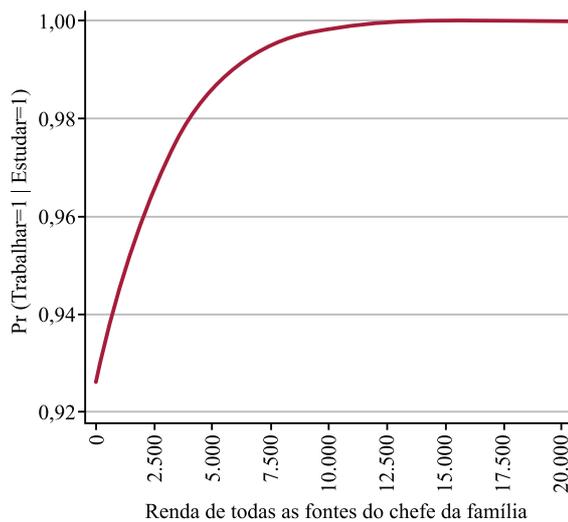


Gráfico 2 c



Fonte: Elaborados pelos autores com base nos dados da PNAD 2014



## RISCO NA VARIAÇÃO DE PREÇOS AGROPECUÁRIOS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA OS MERCADOS DE SOJA, MILHO E BOI GORDO EM RIO VERDE, GOIÁS

### Risk in variation of agricultural prices: empirical evidences for the soy, corn and fat boe markets in Rio Verde, Goiás

**Millades Carvalho Castro**

Economista. Mestre em Agronegócio pela Universidade Federal de Goiás (UFG). millades@gmail.com

**Waldemiro Alcântara da Silva Neto**

Economista. Doutor em Economia Aplicada (USP). netoalcan@gmail.com

**Resumo:** O objetivo deste artigo foi investigar se as volatilidades nos preços dos produtos de destaque do agronegócio goiano: boi gordo, soja e milho, oferecem informações valiosas para a tomada de decisão dos produtores quanto à sua produção. A região de estudo foi o município de Rio Verde - GO, grande *trader* na produção e comercialização desses produtos. Para tanto, utilizou-se de dados semanais de preços de milho, soja e boi no mercado físico entre 2004 e 2014. A metodologia usada foi a usual de análise de séries temporais e cálculo do *Value at Risk (VaR)*. O exame das séries apontou a presença de variância condicional, sendo então aplicados os modelos para soja IGARCH (2,1) e para milho e boi o EGARCH (1,1). Posteriormente, utilizou-se da razão entre VaR e a receita de cada produto. Os resultados apontaram que, em média, a razão foi maior para a série bovina. Portanto, a volatilidade compromete a receita dos produtores bovinos mais do que os agricultores de milho e soja no município de Rio Verde.

**Palavras-chave:** Volatilidade; Retorno; Modelos GARCH.

**Abstract:** This article analyzes the volatilities in the prices of the prominent products of the agribusiness of state of Goiás: cattle, soybean and corn, offering valuable information for the producers' decision on their production. The region of study was the Rio Verde, state of Goiás, the major trader in the production and marketing of these products. For that, weekly prices of cattle, soybean and corn in the physical market between 2004 and 2014 were used. The methodology used was the usual time-series analysis and Value at Risk (VaR) calculation. The analysis of the series showed the presence of conditional variance, and the models for soybean IGARCH (2.1) and corn and cattle EGARCH (1,1) were applied. Subsequently, the ratio between VaR and the income of each product was used. The results indicated that, on average, the ratio was higher for the bovine series. Therefore, volatility impairs the income of cattle producers more than corn and soy farmers of Rio Verde.

**Keywords:** Volatility; Return; GARCH Models.

# 1 INTRODUÇÃO

O desempenho da agropecuária goiana ao longo dos anos foi impactado pelo processo de modernização no campo, o que transformou o uso das terras (SANTOS; MIZIARA, 2008). Tanto a agricultura como a pecuária ocuparam áreas propícias ao cultivo e à criação, visando atender aos interesses do mercado consumidor interno e externo.

A volatilidade nos preços das *commodities*<sup>1</sup> e o retorno financeiro das atividades agropecuárias afetam a escolha do produtor. De acordo com a teoria microeconômica, os agentes escolhem de forma racional aumentar a produção quando há elevação no preço do produto (PINDYCK; RUBINFELD, 2010).

Assim, dada as limitações espaciais, o crescimento no preço de uma cultura pode causar alteração na área plantada de outra concorrente e até mesmo impactar no preço. Assim a influência dos preços compõe um fator-chave na tomada de decisão de qual cultura produzir. Portanto, as oscilações na renda dos produtores na ótica do risco e retorno, em decorrência da volatilidade nos preços agropecuários, constituem motivação para pesquisa do tema.

Goiás possui uma forte dependência econômica do agronegócio, especialmente, as regiões sul e norte do estado que são caracterizadas pela forte produção agropecuária. Um dos principais produtores de grãos no estado, o município de Rio Verde ocupou em 2014 a segunda posição estadual na produção de soja e milho (IBGE, 2015a). O município também é referência na pecuária estadual, com o sétimo maior rebanho bovino em 2014.

Diante disso, este estudo tem o objetivo de analisar os riscos das variações de preços de produtos agropecuários (soja, milho e boi gordo) no município de Rio Verde, no período de 10 anos: 2004 a 2014.

Até o momento, não foram encontrados trabalhos que calculassem o potencial de perdas dos produtos da agropecuária goiana com a aplicação do *Value at Risk*, técnica amplamente difundida nos mercados financeiros. Sendo assim, a pesquisa torna-se relevante por trazer essa abordagem ao mercado agropecuário, em uma região particular,

1 Conceitualmente as commodities são produtos intensivos em recursos naturais, padronizados e negociados em bolsas de mercadorias, sendo seu preço determinado pela oferta e procura internacional.

Rio Verde, que é destaque no agronegócio estadual.

Especificamente, pretende-se: i) propor um modelo que possa ser utilizado para mensurar o valor em risco (VaR) das culturas de soja e milho e da criação de bovinos; ii) calcular para cada série o valor em risco semanal em todo o período de análise; e iii) comparar a relação de risco com a receita de cada um dos produtos, no intuito de identificar se é o produtor agrícola ou o pecuarista que está mais exposto as variações de preço na região de Rio Verde-GO.

Para alcançar os objetivos propostos, quatro etapas serão desenvolvidas: a) Identificar a presença de heterocedasticidade condicional na série estudada; b) Definir a modelagem adequada para a variância condicional; c) Quantificar a perda máxima das culturas de milho/soja e da criação de bovinos; e d) Comparar estatisticamente qual das três séries possuem a maior razão (potencial de perdas/receita).

Além desta introdução, o artigo apresenta mais cinco seções. Na segunda seção, é apresentado um breve panorama do mercado de milho, soja e boi no estado de Goiás. Na terceira seção, são discutidas as fundamentações teóricas e os estudos sobre risco e retorno, volatilidade e gestão de riscos. Na quarta seção, a metodologia; na quinta seção, são analisados os resultados e, por fim, na sexta seção, é feita a conclusão.

## 2 AGROPECUÁRIA GOIANA

### 2.1 Criação de bovinos

A inserção cada vez maior da carne bovina de Goiás nos mercados internacionais trouxe um estímulo para a competitividade e o fortalecimento da produção na região. Como exemplo, os incrementos no número de frigoríficos e confinamentos que se instalaram visando à transformação e comercialização do efetivo bovino de Goiás.

De acordo com a pesquisa da Produção Pecuária Municipal (PPM) do ano de 2014, Goiás deteve a terceira colocação no rebanho bovino nacional, posição que ocupa desde 2011. Assim, o estado no referido ano alcançou o montante de 21,5 milhões de cabeças bovinas, ou seja, 10,1% do rebanho nacional (IBGE, 2015b). Os principais municípios

criadores de boi são: Nova Crixás, São Miguel do Araguaia, Caiapônia, Jussara e Rio Verde.

Existem em Goiás dez plantas frigoríficas com o sistema de inspeção federal (SIF) e habilitados a exportar, sendo localizados nos seguintes municípios: Anápolis, Goianésia, Goiânia, Goianira, Goiás, Mineiros, Mozarlândia, Palmeiras de Goiás, Pirenópolis e Rio Verde (ABIEC, 2015). Na pauta de exportação goiana, a carne bovina foi destaque no ano de 2014, com o montante de US\$ 1,02 bilhões, o que representou 14,7% do total das exportações (IMB, 2015).

No tocante aos determinantes do preço do boi gordo, dois períodos condicionam a formação do preço. Um deles é decorrente de alterações climáticas e mudança de pastagens, como o período de “águas” e da “seca”, denominados: safra e entressafra (NEVES; COUTO, 1999). Outro determinante está relacionado com as expectativas dos produtores e dos demais agentes envolvidos na produção, sendo assim, uma sinalização de queda no preço do boi, condiciona os produtores a abater de imediato seu rebanho para compensar custos de produção (NEVES; COUTO, 1999).

Além dos fatores citados, o sistema de produção do gado de corte no Brasil é segmentado em cria, recria e engorda. O produtor brasileiro em geral não detém os três segmentos, dessa forma, ocorre a especialização do processo produtivo em apenas um desses segmentos (OLIVEIRA, 1991). Portanto, a atividade pecuária vê o risco associado ao preço aumentando na medida em que o agente não realiza a produção conjunta. Um exemplo dessa separação regional da produção ocorre na microrregião de São Miguel do Araguaia, em que o município de Crixás se dedica à produção de bezerras, em Nova Crixás realiza-se o processo de engorda e o abate ocorre em Mozarlândia (CALAÇA; DIAS, 2010).

## 2.2 Cultura da soja

As pesquisas em tecnologia e inovação no campo propiciaram uma maior produção com crescimento proporcionalmente menor na área plantada, ou seja, ganho representativo de rendimento na produção. Conforme a última pesquisa de Produção Agrícola Municipal (PAM), ano de 2014, Goiás é o quarto maior estado produtor de soja do País. Com relação ao valor da produção agrícola, a soja participava com 46,8% do total das

culturas do estado (IBGE, 2015a). A quantidade de soja produzida no ano de 2014 foi de 8,9 milhões de toneladas, esse volume representou 10,3% da produção nacional e 21,2% da produção da região Centro-Oeste.

Entre os municípios produtores de soja em Goiás, os que tiveram maior volume produzido em 2014 foram: Jataí, Rio Verde e Cristalina, os três municípios responderam por 24,3% da produção estadual (IBGE, 2015a).

No que diz respeito ao comércio exterior, as exportações do complexo soja lideraram a pauta de exportação de Goiás, com US\$ 2,3 bilhões no ano de 2014, participação de 33,3% do total exportado (AGROSTAT, 2015).

Na formação dos preços da soja no mercado interno, há forte influência do preço da *commodity* no mercado internacional, em especial das negociações ocorridas na Bolsa de Chicago. Outra variável que também interfere no preço da soja é a taxa de câmbio, mudança na cotação da moeda estrangeira aquece ou diminui a demanda pelo produto para exportação.

## 2.3 Cultura do milho

No estado de Goiás, a comercialização do milho atende principalmente o parque das indústrias processadoras do grão. O avanço na produção de milho no estado pode ser notado pela sua posição em relação às demais unidades da federação. No ano de 2002, Goiás ocupava a quinta colocação, ao passo que em 2014 foi o terceiro maior estado produtor de milho do país. A produção de milho no ano de 2014 foi de 9,1 milhões de toneladas, ou seja, 11,3% do total produzido no país (IBGE, 2015a).

De acordo com a PAM referente ao ano de 2014, os principais municípios produtores de milho foram: Jataí, Rio Verde e Cristalina. Rio Verde teve destaque nacional, ao figurar como o terceiro município do país em produção de milho, atrás apenas de Sorriso (MT) e Jataí (GO).

Embora, parte da produção de milho e derivados seja destinada à exportação, o produto não está na liderança da pauta comercial goiana, com 8,2% do total exportado no ano de 2014 (IMB, 2015). Conforme Caldarelli (2010) o milho ainda não tem uma integração forte com o mercado externo,

apesar de continuamente avançar no processo de comercialização.

A definição de preço do milho no mercado interno está mais relacionada com o equilíbrio entre oferta e demanda, sendo que, uma redução na oferta do produto decorrente de pragas ou fatores climáticos tende a elevar o preço do produto. Por outro lado, o preço também é afetado pelo ganho de produtividade (SPOLADOR; FREITAS, 2007).

### 3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

#### 3.1 Risco e retorno

Na agropecuária, conforme Kohls e Downey (1972), são dois os riscos do produtor: inerentes à produção e de mercado. No primeiro, fatores climáticos, pragas na lavoura e outras doenças podem trazer vulnerabilidade para a atividade, já o segundo, relaciona-se ao preço pago pelo produto, sujeito a variações decorrentes de alterações nas preferências, preço de bens substitutos, interesses dos agentes envolvidos na comercialização.

Para Silva Neto (1999) os quatro grandes riscos financeiros são: mercado, crédito, operacional e legal. O risco de mercado é decorrente das oscilações nos preços dos ativos e nas condições impostas pelo mercado. O risco de crédito ocorre quando um dos contratantes não consegue cumprir com suas obrigações e há perdas por parte de quem deve receber.

O risco operacional ocorre quando as perdas são devidas aos erros humanos ou falhas de sistemas. O risco legal relaciona-se com a possibilidade de uma das partes ou um contrato não ser amparado legalmente, devido à documentação insuficiente ou outro tipo de ilegalidade.

No tocante aos riscos, a observação e o controle deles são essenciais para minimização de perdas e ajuda na tomada de decisão, o risco é:

(...) quando a incerteza pode ser quantificada por meio de uma distribuição de probabilidades dos diversos resultados previstos, diz-se que a decisão de investimento está sendo avaliada sob uma situação de risco. Desta maneira, o risco pode ser entendido pela capacidade de se mensurar o estado de incerteza de uma decisão mediante o conhecimento das probabilidades associadas à ocorrência de determinados resultados (ASSAF NETO, 2009, p. 218).

Assim, diferentemente da incerteza, o risco é passível de dimensionamento, ao passo que a incerteza abrange uma amplitude de fatores que fogem da percepção dos agentes. Conforme Bessis (1998) existem três formas de avaliar os riscos sobre as variáveis: sensibilidade, volatilidade e medidas de risco de perda. A sensibilidade explora a influência de determinados parâmetros sobre a variável de interesse. No caso da volatilidade, representa a dispersão em relação à média. A medida de risco de perda implica em considerar apenas os desvios que são caracterizados como perdas, ou seja, mudanças que reduzem os preços consiste em uma perda a ser computada, no entanto, se houver aumento de preços, essa variação não é relevante para esse tipo de análise de risco.

Aqui, o escopo do trabalho foi o de priorizar a análise de volatilidade como indicativo de risco, citado nesse capítulo tanto no contexto agropecuário como no financeiro por Kohls e Downey (1972) e Silva Neto (1999), respectivamente.

#### 3.2 Volatilidade de preços agropecuários

Os preços dos produtos da agropecuária estão sempre sujeitos a alterações de preços. De acordo com Marques, Mello e Martines Filho (2006), a formação dos preços agropecuários é decorrente de diversos aspectos, tais como: produtos de forma padronizada e negociada no mercado internacional como *commodities*; sazonalidade na produção; condições climáticas e de solos; produtores sujeitos a poucos compradores e fornecedores de insumos, sendo reféns das forças de mercado.

No caso da sazonalidade, a produção e os preços têm comportamentos contrários, ou seja, no período de entressafra, menor produção, os preços costumam subir. De forma análoga, na safra, com oferta maior, os preços são pressionados para baixo. Essas alterações, segundo Sorensen (2002), caracterizam padrões cíclicos agrícolas.

O fator que provoca maior vulnerabilidade nos preços agropecuários são as condições naturais. O setor é o mais dependente da regulação climática e em situações de eventos extremos, chuvas fortes ou secas prolongadas, as condições de produção são afetadas. Para Barros (2007) os fatores que influenciam as variações de preços agrícolas ocorrem nos níveis dos produtores, intermediários e consumidores. As modificações nos preços decorrem de mudanças tecnológicas, nos transportes,

processamento e armazenamento e também das variações na renda e do preço de outros bens.

A análise da volatilidade de preços agropecuários no Brasil foi estudada por Campos (2007). O autor avaliou a volatilidade das séries de retorno mensal de soja, café, milho e boi gordo. Ao utilizar os modelos de heterocedasticidade condicional (ARCH e GARCH), concluiu-se que os choques na volatilidade propagavam por muito tempo, sendo que a série de boi gordo teve o maior coeficiente, apontando a rentabilidade/instabilidade dessa atividade.

### 3.3 Perdas potenciais e gestão de riscos

O *Value at risk* (VaR) é uma ferramenta de auxílio na tomada de decisão, sendo bastante estudada na literatura financeira. Devido à sua fácil interpretação, o VaR foi amplamente utilizado para medir riscos em carteiras de investimentos a partir da década de 1980 (LINSMEIER; PERSON, 1996).

No acordo de capital da Basileia em 1988, relacionado à supervisão bancária, o VaR teve papel de destaque, dado que o aspecto central da discussão foi o risco de crédito. Assim, conforme o acordo de Basileia, o VaR associado ao risco de mercado das instituições financeiras ficou definido para um nível mínimo de confiança (JACKSON; MAUDE; PERRAUDIN, 1996).

Em 1994, a JP Morgan revelou o programa de medição de riscos, RiskMetrics™, o qual inseriu o VaR como medida de avaliação de risco e disseminou a técnica (MORGAN BANK, 1996).

No Brasil, assim como na literatura internacional diversas áreas do conhecimento aplicaram o *Value at Risk*. No tocante ao contexto agropecuário, Pereira et al. (2010) identificaram a presença de volatilidade com comportamento condicional para séries de preços do café, boi gordo e soja.

Com a aplicação do *Value at Risk* percebeu-se que as perdas potenciais dos produtores de café superam a dos demais produtos. Por fim, os autores sugerem que seja investigado os preços das *commodities* em âmbito regional, no intuito de permitir uma compreensão mais precisa e específica da área de estudo.

Souza et al. (2012) utilizaram o VaR para avaliar o grau de risco dos preços das *commodities* agropecuárias do Brasil. A pesquisa valeu-se da

comparação da volatilidade e do valor esperado da variação anual de preços agropecuários brasileiros e dos Estados Unidos. Assim, os autores notaram maior grau de volatilidade nos produtos dos Estados Unidos, o que justifica a incorporação de mecanismos de proteção nesse mercado. Ademais, a volatilidade presente nos dois mercados está em linha com o comportamento mundial dos preços das *commodities*.

Ricardo e Wander (2013) analisaram a rentabilidade e o risco de culturas anuais em Rio Verde. O trabalho foi voltado para o uso de metodologias de levantamento de custos para o rural e da utilização de teoria de portfólio. Os autores valeram-se de informação e transformações de variáveis para gerar os seguintes indicadores econômicos: renda bruta expressa em reais por hectare (há); custo operacional total expresso em reais por ha; e resíduo econômico, diferença entre a renda bruta e o custo operacional total, expresso em reais por hectare (R\$/ha). O uso da correlação estatística foi utilizado para verificar a minimização de risco em função de combinação de culturas e rotação de culturas. Dentre os resultados encontrados, todas as culturas apresentaram resíduo econômico médio positivo, sinalizando que todas as culturas foram viáveis, sendo o feijão a mais rentável, seguido pelo milho e soja. Por fim, verificou-se correlação negativa entre as culturas de arroz e feijão e feijão e soja, ou seja, a combinação do cultivo dessas culturas possibilita a redução dos riscos durante a safra.

Embora na literatura nacional haja estudos que abarquem a volatilidade dos preços agropecuários e o *Value at Risk* como critério para estimativa de risco, não há estudos com aplicação do VaR para a mensuração de risco e retorno dos produtos da agropecuária goiana. Além do mais, os trabalhos tendo como referência o município de Rio Verde, atentam especificamente aos custos de produção, não abordando os aspectos relacionados às volatilidades e o comportamento histórico dos preços, sendo esse um fator-chave tanto para a rentabilidade como para os riscos da produção.

## 4 METODOLOGIA

### 4.1 Fonte de dados

Os dados utilizados são as séries de preços de milho, soja e do boi gordo. Para o milho e soja,

os valores são para sacas de 60 quilos, padrão exportação, sem ICMS, para negócios a pronta entrega. No caso do preço do boi, a unidade utilizada foi R\$/arroba. Tais informações foram fornecidas pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - Cepea/Esalq. As três séries foram selecionadas para o período de 2004 a 2014, com frequência semanal. Os valores são de negociações realizadas no mercado físico em Rio Verde, município do estado de Goiás.

No procedimento de seleção da série, optou-se por utilizar a cotação de todas as quintas-feiras, sendo que em feriados utilizou-se a informação do dia anterior, para não comprometer a sequência da série. Assim, a série semanal resultou em 573 observações. No tratamento das séries de dados, a escolha pelos retornos das séries pretende eliminar a problemática com relação à unidade de escala de cada variável, os retornos ( $r_t$ ) foram modelados como sendo:

$$r_t = \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (1)$$

Portanto, as três séries de preços foram transformadas em séries de retorno, conforme indicado na equação (1). Assim, a nomenclatura após a modificação está representada na Tabela 1.

Tabela 1 – Nomenclatura das variáveis

Preço	Retorno
Soja	DLSOJA
Milho	DLMILHO
Boi	DLBOI

Fonte: Elaborada pelos autores.

## 4.2 Estacionariedade

Em uma série estacionária, a média, a variância e a covariância (entre valores defasados) não mudam com o tempo. Quando uma série é estacionária diz-se que a mesma não apresenta raiz unitária, no caso contrário é detectada a presença de raiz unitária. Alguns testes permitem identificar a presença de raiz unitária e o teste mais usual é o *Dickey-Fuller* Aumentado (Teste ADF). A identificação de raiz unitária pode ser realizada no teste ADF, sendo a hipótese nula a presença de raiz unitária. Ainda, para os testes de raiz unitária, Pindyck e Rubinfeld (2004) argumentam que um procedimento para corrigir as séries não estacio-

nárias consiste em diferenciar a série mais de uma vez, tornando-a estacionária.

## 4.3 Volatilidade condicional

### 4.3.1 ARCH

Nas situações em que a variância não é constante, tem-se um modelo chamado de heterocedástico. Em que é difícil fazer interpretação e previsão, dada a inconstância da variância ao longo do tempo. No entanto, existem meios capazes de modelar a volatilidade variando no tempo, dentre eles, a heterocedasticidade condicional tem como fundamento o fato do retorno não ser correlacionado serialmente.

No entanto, a variância condicional depende dos retornos passados por uma função quadrática. No modelo ARCH as variâncias condicionais e incondicionais são distintas, sendo que a última depende dos parâmetros e dos valores passados.

### 4.3.2 GARCH

O modelo de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizado (GARCH) proposto por Bollerslev (1986), representou um avanço em relação ao modelo ARCH. Pois, o diferencial desse modelo deve-se ao fato da variância condicional do erro no período  $t$  não depender apenas do termo de erro quadrático no período anterior, mas também da variância condicional do período anterior.

Existem ainda, outras variantes do modelo GARCH, tal como os modelos TGARCH, EGARCH e IGARCH. O modelo de heterocedasticidade condicional autorregressivo generalizado com limiar (*threshold*) - TGARCH de Zakoian (1994) é definido como:

$$\sigma_t^2 = \mu + \Phi_t \sigma_{t-1}^2 + \theta_t n_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} n_{t-1}^2 \quad (2)$$

Em que, a variável *dummy* terá o valor  $d_{t-1} = 1$ , se  $n_{t-1}^2 < 0$ , e  $d_{t-1} = 0$  caso contrário. Isso significa que quando  $\gamma = 0$ , não há assimetria. Conforme Bueno (2008), choques nos retornos de ações são assimétricos, pois os choques negativos são seguidos por maiores aumentos de volatilidade em relação aos choques positivos. Portanto, a assimetria indica que quando os choques são negativos, a intensidade da volatilidade será maior.

No modelo EGARCH de Nelson (1991), que corresponde a uma especificação exponencial do GARCH, os choques têm efeito exponencial e não quadrático. Além disso, o modelo possui a vantagem de que alguns coeficientes podem ser negativos, dado que a função exponencial impede que a variância seja negativa.

Para os casos em que  $\theta_t + \Phi_t > 1$ , existe persistência a choques na volatilidade, tal situação também é conhecida pela existência de raiz unitária. Assim, a melhor representação consiste no modelo GARCH integrado – IGARCH.

#### 4.4 Value at Risk

No controle dos riscos de mercado, o *Value at Risk* representa o valor máximo de perda, para um determinado nível de confiança em um intervalo de tempo (JORION, 1999). A definição do *Value at Risk* nas palavras do MORGAN BANK (1996, p. 6): “*VaR answers the question: how much can I lose with x% probability over a given time horizon*”.

Dito de forma exemplificativa, considerando um ativo com VaR de um dia no valor de R\$ 4.000 para um nível de confiança de 99%, quer dizer que há 1 chance em 100 de o investidor ter perda superior a R\$ 4.000 no dia.

O cálculo do VaR na sua forma mais simples (JORION, 1999), considerando que o retorno ( $r$ ) apresenta média zero e variância  $\sigma^2$ :

$$r \sim N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

$$\text{VaR} = v * Z * \sigma \quad (4)$$

Sendo que,

$v$  - o valor de mercado do ativo;

$Z$  - quantil de distribuição normal (distribuição  $t$  de Student);

$\sigma$  - desvio padrão.

#### 4.5 Modelo proposto

As fortes oscilações nos preços podem inviabilizar ou desestimular a produção de determinado bem. Nesse sentido, o modelo VaR tem o propósito de identificar o potencial de perdas nos preços do milho, soja e boi gordo.

O primeiro passo é testar a presença da volatilidade condicional por meio do teste formal LM.

Em caso afirmativo, será necessário identificar o modelo adequado ARCH/GARCH, para, em seguida, aplicar a metodologia do *Value at Risk*.

A escolha do modelo com melhor ajuste de controle e previsão configura um processo iterativo que atenda aos seguintes critérios:

- Significância dos coeficientes;
- Valores mínimos dos critérios Schwarz e Akaike;
- Maximização da função de verossimilhança.

Com a inserção do VaR, conforme equação (4), para o preço dos produtos agropecuários com valor de  $M$  e intervalo de confiança de 95% (distribuição normal,  $Z = 1,65$ ), teria a seguinte estrutura:

$$\text{VaR} = M * 1,65 * \sigma \quad (5)$$

Sendo que o  $\sigma$  representa o desvio padrão condicional. Portanto, haveria a probabilidade de 95% de perda no mês não ser superior ao valor da equação (5).

## 5 RESULTADOS

A série de preços do boi gordo no município de Rio Verde para o período de 2004 a 2014 seguiram um movimento de tendência ao longo do tempo, ao passo que as demais séries tiveram um comportamento cíclico, conforme Figura 1.

No tocante às oscilações nos preços, é possível relacioná-las com o contexto econômico da época, pois observam-se dois períodos marcantes nas séries analisadas. O primeiro período ocorre entre 2007 e 2008 e o segundo em 2012. No período que vai de 2005 a 2006, houve um baixo valor na série de boi gordo. Cabe mencionar que, neste período, foram determinados embargos da carne brasileira no exterior, sobretudo pela sinalização da existência de febre aftosa no Brasil. Nesses anos, para a soja e o milho foi também um período de baixa, no entanto, influenciado pelas variações na taxa de câmbio.

De acordo com Wright (2011), os estoques dos principais grãos atingiram níveis mínimos em 2007/2008, favorecendo o aumento da volatilidade dos preços nesse período. Além do mais, após 2008, os preços sentiram o efeito da crise financeira mundial, interrompendo uma sequência de alta, que no Brasil se deu via redução de crédito, provocando crise de liquidez e afetando o setor de grãos e a pecuária.

Figura 1 – Índice de preços agropecuários (Base: 08/01/2004 = 100)



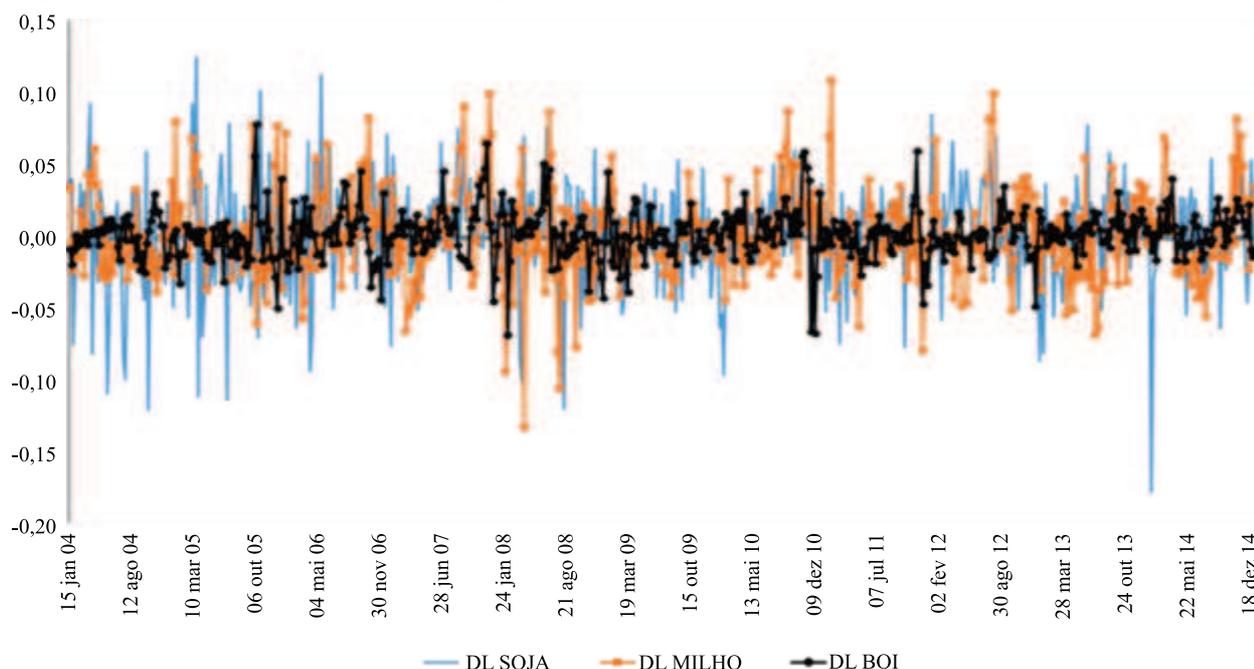
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

No ano de 2012, houve forte seca nos hemisférios Norte e Sul, o que afetou países produtores como os Estados Unidos, a Argentina e o Brasil, causando perdas consideráveis na produção e instabilidade nos preços (BLUNDEN; ARNDT, 2013).

Outro ponto de observação, principalmente após o ano de 2013, refere-se à tendência de elevação nos preços dos produtos agropecuários, relacionados às pressões de demanda por alimentos e também de matéria-prima para bioenergia. Nos retornos calcu-

lados para as séries ocorreu um processo de intensa variação em períodos próximos, o que caracteriza a presença de agrupamento de volatilidade, comportamento usual em séries financeiras e agora, também observado nas séries de preços agropecuários, sinalizando assim, a existência de efeitos ARCH (Figura 2). Também conhecido como “*cluster*” de volatilidade, registra em alguns momentos pequenas mudanças, e em outras situações grandes oscilações acompanhadas por altas variações.

Figura 2 – Série de retorno de produtos agropecuários



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

Como parte da investigação das séries, as estatísticas descritivas usuais dos retornos são apresentadas na Tabela 2. A curtose para as séries teve valor acima de 3, nesse caso, o achatamento não corresponde ao da distribuição normal, também chamada de forma leptocúrtica. No teste Jarque-Bera há também evidências empíricas de que todas as séries não possuem distribuição normal. Em relação ao risco, a volatilidade é maior na série da soja, ou seja, o desvio padrão incondicional é de 0,035 para essa cultura. O bovino além de apresentar a média de retorno maior que as demais culturas, também possui o menor desvio padrão. Conforme apontado no estudo de Pereira et al. (2010), a série de retorno do boi também apresentou o menor desvio padrão incondicional, sobretudo por apresentar tendência de crescimento na maior parte do período temporal.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas de retornos de soja, milho e boi

Estatísticas	DL SOJA	DL MILHO	DL BOI
Média	0,0006	0,0009	0,0015
Mediana	0,0020	-0,0014	0,0015
Desvio padrão incondicional	0,0352	0,0303	0,0170
Assimetria	-0,5545	0,2697	0,1503
Curtose	5,1542	4,6329	5,9769
Teste Jarque-Bera	139,9161	70,4831	213,3627
p-valor Jarque-Bera	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

Na sequência dos procedimentos, ocorre a averiguação da existência de estacionariedade em cada

uma das séries de retorno. O teste ADF foi realizado no modelo geral, com constante e tendência, tendo como hipótese nula a presença de raiz unitária, com 2 lags de defasagem. Com base nos valores apresentados na Tabela 3, a hipótese nula foi rejeitada, logo, as séries são estacionárias em nível.

Tabela 3 – Teste ADF de raiz unitária das séries de retorno

Modelo*	DL SOJA	DL MILHO	DL BOI
Constante e tendência	0,000	0,000	0,000

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).  
\* P-valor com 5% de significância.

O teste formal de presença de heterocedasticidade condicional a ser realizado é a aplicação do teste LM de Engle (1982). A hipótese nula é não haver heterocedasticidade condicional na volatilidade das séries de retorno. Na Tabela 4 estão os resultados do teste para o modelo ajustado das três séries.

Tabela 4 – Teste ARCH-LM de Engle (1982)

DL BOI		DL MILHO		DL SOJA	
Lag	p-valor	Lag	p-valor	Lag	p-valor
1	0,000	1	0,000	1	0,004
10	0,000	10	0,279	10	0,481
20	0,562	20	0,761	20	0,170

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

De acordo com os resultados estatísticos da Tabela 4 (p-valor), há fortes evidências de existir heterocedasticidade condicional nos modelos selecionados para boi, milho e soja. Logo, os retornos não são correlacionados serialmente, portanto, e respeitando a orientação da literatura, a modelagem será feita utilizando uma função quadrática das observações passadas.

Assim, procede-se a estimação dos modelos ARCH/GARCH para o Dlboi, Dlmilho e Dlsoja. A escolha dos modelos tem base nos critérios de significância dos coeficientes, inexistência de efeitos ARCH, menor valor dos critérios AIC e SC e máxima função de verossimilhança. Os resultados que atendem aos critérios mencionados foram o modelo EGARCH (1,1) para o boi e milho e GARCH (1,1) para a soja, vide Tabelas 5, 6 e 7.

Tabela 5 – Estimação do modelo de variância condicional - boi

	GARCH	EGARCH	TARCH
Constante	0,00004***	-1,9566***	0,00004***
Q. Res.(-1)	0,4544***		0,5719***
GARCH(-1)	0,4404***		0,4782***
d(-1)*Q. Res.(-1)			-0,2954***
$\frac{ Q. Res.(1) / \sqrt{GARCH(-1)}}{ }$		0,6011***	
$\frac{Q. Res.(1) / \sqrt{GARCH(-1)}}{ }$		0,1343***	
Ln(GARCH(-1))		0,8223***	
Qualidade do ajuste			
Indicadores	Ln(L)	SBC	AIC
GARCH	1595,28	-5,5224	-5,5604
EGARCH	1597,95#	-5,5317#	-5,5697#
TARCH	1595,28	-5,5224	-5,5604

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).  
 \*\*\*1% de significância  
 \*\*5% de significância  
 \*10% de significância

Tabela 6 – Estimação do modelo de variância condicional - milho

	GARCH	EGARCH	TARCH
Constante	0,0003***	3,7086***	0,0004***
Q. Res.(-1)	0,3543***		0,4560***
GARCH(-1)	0,2526***		0,2459**
d(-1)*Q. Res.(-1)			-0,2707***
$\frac{ Q. Res.(1) / \sqrt{GARCH(-1)}}{ }$		0,5381***	
$\frac{Q. Res.(1) / \sqrt{GARCH(-1)}}{ }$		0,1235**	
Ln(GARCH(-1))		0,5362***	

	GARCH	EGARCH	TARCH
Qualidade do ajuste			
Indicadores	Ln(L)	SBC	AIC
GARCH	1218,52	-4,2161	-4,2465
EGARCH	1223,40#	-4,2221#	-4,2601#
TARCH	1221,16	-4,2143	-4,2523

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).  
 \*\*\*1% de significância  
 \*\*5% de significância  
 \*10% de significância

Tabela 7 – Estimação do modelo de variância condicional - soja

	GARCH	EGARCH	TARCH
Constante	-0,00004	-5,1901***	0,0007***
Q. Res.(-1)	-0,0078**		0,1458**
GARCH(-1)	1,0118***		0,2445
d(-1)*Q. Res.(-1)			-0,0142
$\frac{ Q. Res.(1) / \sqrt{GARCH(-1)}}{ }$		0,2468***	
$\frac{Q. Res.(1) / \sqrt{GARCH(-1)}}{ }$		-0,0114	
Ln(GARCH(-1))		0,2541	
Qualidade do ajuste			
Indicadores	Ln(L)	SBC	AIC
GARCH	1118,42#	-3,8661#	-3,8965#
EGARCH	1108,61	-3,8207	-3,8587
TARCH	1110,99	-3,8290	-3,8670

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).  
 \*\*\*1% de significância  
 \*\*5% de significância  
 \*10% de significância

Embora na estimação da variância condicional da soja, o melhor modelo tenha sido o GARCH por apresentar maior valor para Ln(L) e menor valor de SBC e AIC, o somatório dos coeficientes do GARCH(-1) e Q. Resid.(-1) foi superior a 1. Nessa condição, a variância condicional dos resíduos tem raiz unitária e a variância permanecerá elevada (CUDDINGTON; LIANG, 1999).

A série de retorno da soja foi estimada por um modelo Generalizado de Variância Condicional Autotregressiva Integrado (IGARCH). Neste modelo, o somatório dos coeficientes citados não supera 1, respeitando a restrição de estacionariedade, assim o modelo adequado para soja foi IGARCH (2,1) (Tabela 8).

Por fim, aplica-se novamente o teste de presença de heterocedasticidade condicional, teste LM, sendo que pelos resultados do p-valor não é possível rejeitar a ausência de heterocedasticidade condicional (Tabela 9).

Tabela 8 – Modelo IGARCH de variância condicional - soja

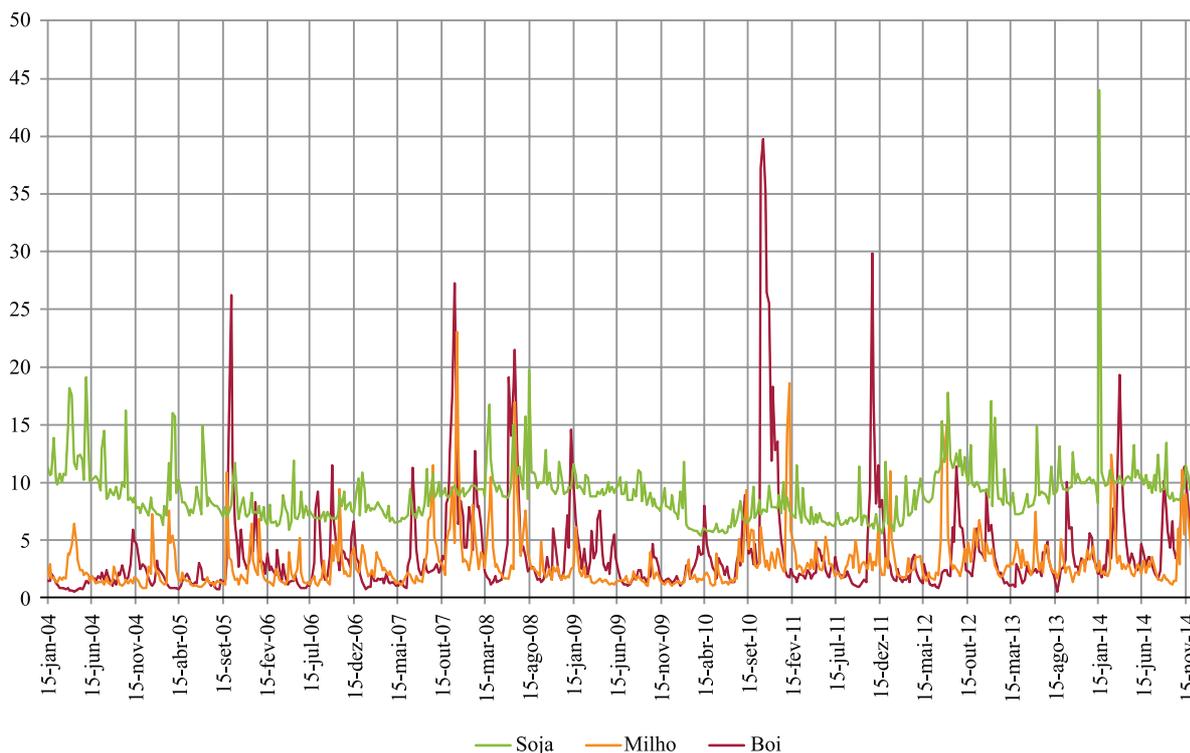
IGARCH		
Constante	0,0008	
Q. Res.(-1)	0,1157**	
Q. Res.(-2)	-0,1080**	
GARCH(-1)	0,9922*	
Qualidade do ajuste		
Ln(L)	SBC	AIC
1109,86	-3,8473	-3,8701

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).  
 \*\*\*1% de significância  
 \*\*5% de significância  
 \*10% de significância

Tabela 9 – Teste de heterocedasticidade para as séries de retorno

EGARCH(1,1) Dlboi		EGARCH(1,1) Dlmilho		IGARCH(2,1) Dlsoja	
Lag	p-valor	Lag	p-valor	Lag	p-valor
1	0,732	1	0,999	1	0,710

Figura 3 – VaR de soja, milho e boi



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

No tocante ao *Value at Risk*, não é sensato fazer comparação do VaR entre as séries, em virtude da desproporção entre os preços e os volumes negociados.

Portanto, para que fosse possível a comparação entre os mercados, utilizou-se da razão entre VaR e a receita de cada produto, conforme pro-

EGARCH(1,1) Dlboi		EGARCH(1,1) Dlmilho		IGARCH(2,1) Dlsoja	
10	0,974	10	0,198	10	0,612
20	0,420	20	0,788	20	0,412

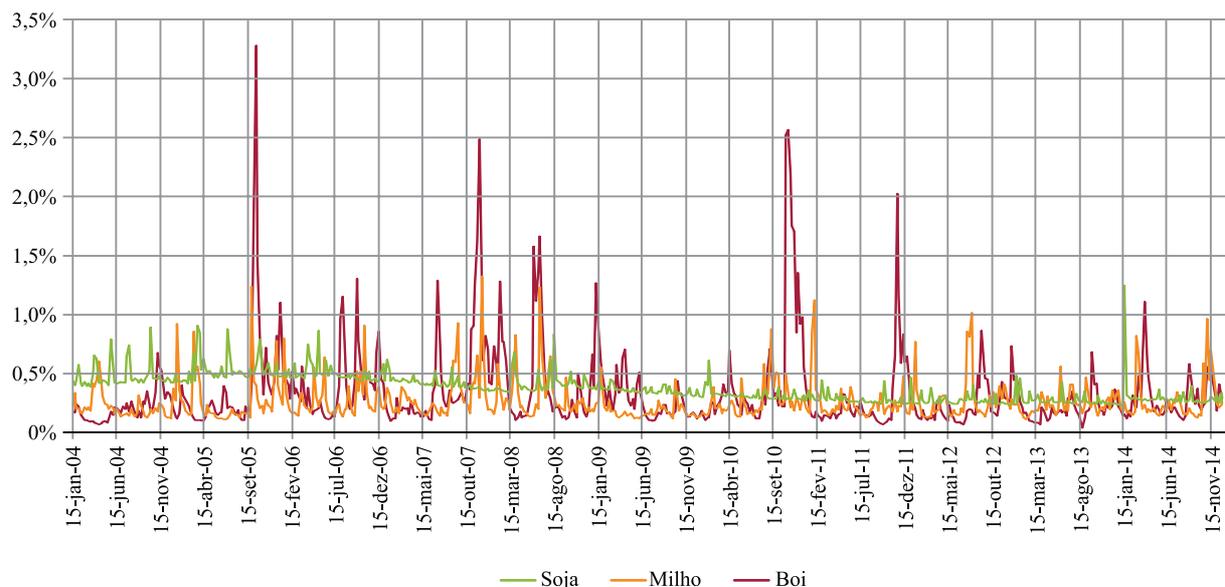
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

Logo, os modelos estão ajustados nas condições de ausências de heterocedasticidade condicional nos resíduos do retorno, procede-se então, o cálculo do VaR para as três séries.

A estimação do risco semanal leva em consideração o nível de significância de 5%, o preço vigente de cada produto na respectiva semana de análise e a série de variância condicional dos modelos ajustados EGARCH e IGARCH. No período de 2004 a 2014, a variância condicional da soja foi superior às demais culturas, conforme Figura 3.

posto por Pereira et al. (2010). Para gerar a variável de receita, multiplicou-se cada preço de soja e milho por 60, correspondente ao peso de cada saca em quilos. O equivalente na arroba do boi é de aproximadamente 15 kg, assim a multiplicação da série de boi foi por 15, para transformação da variável de receita (Figura 4).

Figura 4 – Razão VaR / Receita



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

Nos resultados apresentados, observou-se que o grupo representado pela série do boi na relação preço/produção obteve em média a maior variabilidade, quando comparado com as culturas da soja e milho. No confronto entre soja e milho, não é possível afirmar qual das culturas teve a razão VaR/receita maior.

Mesmo que a série da soja tenha apresentado maior volatilidade no período de análise, seja no aspecto condicional ou incondicional, na razão entre o VaR e a receita, o boi foi o produto que sobressaiu em comparação aos demais. Pela razão VaR/receita constata-se que a volatilidade compromete a receita dos produtores bovinos mais do que os agricultores de milho e soja.

Campos (2007) no estudo que aplica os modelos de heterocedasticidade condicional para séries de produtos agropecuários, ressalta que a série de boi gordo é marcada por acentuadas flutuações nos preços, dessa forma, os choques na volatilidade irão persistir por um longo período. Marion (2001) discute a necessidade de o produtor conhecer o custo real de cada cabeça de boi, de cada lote ou do rebanho, para apurar a rentabilidade após a venda e também determinar o ponto ótimo de venda, não incorrer em perdas, ao manter o gado quando os custos passam a ser maiores que o ganho de peso.

A cadeia produtiva da carne bovina é um dos setores com maiores dificuldades em organizar-se, em virtude do baixo grau de coordenação e grande diversidade estrutural. A característica estrutural predominante dessa cadeia é de baixa flexibilidade

a mudanças, operando no mercado tradicional com baixas margens (RABOBANK, 1998).

Especificamente para Rio Verde, região objeto do estudo, tem ocorrido um processo de intensificação de plantio de soja e milho, em parte, estimulado pelo comprometimento da receita devido às volatilidades nos preços da arroba do boi.

## 6 CONCLUSÃO

A aplicação do *Value at Risk* proposto, exigiu a construção de uma modelagem adequada para cada uma das séries temporais, conforme a identificação de volatilidade condicional. Dessa forma, representa um avanço, ao utilizar a metodologia fora do contexto das finanças e entrar no âmbito da agropecuária de Goiás, algo inédito na literatura.

Portanto, o artigo contribui para o entendimento da volatilidade de preços dos principais produtos da agropecuária goiana no município de Rio Verde, importante produtor estadual e nacional. No entanto, para uma análise coerente com os mercados agropecuários, avançou-se na relação entre preços e volumes negociados, com a introdução da razão entre o valor em risco e a receita.

Ao longo do período analisado, a cultura da soja apresentou a maior volatilidade, mas os resultados da relação VaR e receita foram em média superiores para a série do boi na comparação com as demais. De tal forma que a receita dos produtores bovinos em Rio Verde é sensível às volatilidades

de preços. Por outro lado, os resultados não foram satisfatórios para determinar se a série de soja é superior ao milho na razão VaR e receita. Nesse sentido, é importante que outros trabalhos sejam feitos para se identificar a escolha do produtor entre milho e soja.

Conclui-se que, embora a volatilidade esteja presente em todas as séries, sua intensidade é fator-chave na decisão do que produzir, pois sinaliza os riscos de preços para cada mercado.

Algumas limitações não permitiram uma observação mais abrangente do dinamismo espacial da produção agropecuária em Goiás, pois não se tem conhecimento de informações de preço da terra por região/município goiano, variável que poderia auxiliar no entendimento da migração de culturas entre regiões. Nota-se também, escassez de dados de preços de produtos agropecuários no nível municipal, o que impede comparações de diferentes localidades.

Assim sendo, a partir deste estudo, percebe-se a necessidade de aprofundamento no tema, sendo destacados alguns pontos para possíveis investigações futuras, tais como: a persistência dos choques de cada produto; dimensionar o prêmio de risco e a preferência do produtor de cada atividade e se houve deslocamento de produção para municípios vizinhos.

Por fim, a exposição dos produtos agrícolas e as condições de mercado fazem parte do processo de integração econômica cada vez mais acentuada. Logo, a volatilidade em outros setores da economia pode impactar toda a cadeia produtiva do agronegócio, sendo importante estudar esse fenômeno.

## REFERÊNCIAS

ABIEC – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNES. **Mapa das plantas frigoríficas**. Disponível em: <<http://www.abiec.com.br/>>. Acesso em: 23 mar. 2015.

AGROSTAT. Sistema de estatísticas de comércio exterior do agronegócio brasileiro. Disponível em: <http://sistemasweb.agricultura.gov.br/pages/AGROSTAT.html>. Acesso em: 29 mar. 2015.

ASSAF NETO, A. **Mercado financeiro**. 9.ed. São Paulo: Atlas, 2009.

BARROS, G. S. de C. **Economia da comercialização agrícola**. Piracicaba, SP Cepea/Esalq-USP, 2007.

BESSIS, J. **Risk management in banking**. New York: John Wiley & Sons, 1998.

BLUNDEN, J.; ARNDT, D. S. State of the climate in 2012. **American Meteorological Society**, v. 94, n. 8, 2013.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-326, 1986.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 1.ed. Chicago: Cengage Learning, 2008.

CALAÇA, M.; DIAS, W. A. A. Modernização do campo no cerrado e as transformações socioespaciais em Goiás. In: **Campo - Território, Revista de Geografia Agrária**, v. 5, p. 312-332, 2010.

CALDARELLI, C. E. **Fatores de influência no preço do milho no Brasil**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010.

CAMPOS, K. C. Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 5, n. 3, p. 303-327, 2007.

CEPEA - CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. Universidade de São Paulo. Disponível em: <http://cepea.esalq.usp.br/>. Acesso em: 18 mar. 2015.

CUDDINGTON, J. T.; LIANG, H. **Appendices for commodity price volatility across exchange rate regimes**, Georgetown University, 1999.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2nd ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2004.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, p. 987-1007, 1982.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICAS. **Produção agrícola municipal**, 2014. Disponível em: <[www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>. Acesso em: 9 out. 2015a.

\_\_\_\_\_. **Produção da pecuária municipal**, 2014. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 10 out. 2015b.

IMB – INSTITUTO MAURO BORGES DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIO-ECONÔMICO. **Produto interno bruto goiano 2013**. Disponível em: <www.imb.go.gov.br>. Acesso em: 10 jan. 2016.

\_\_\_\_\_. **Balança comercial Goiana 2013**. Disponível em: <www.imb.go.gov.br>. Acesso em: 11 abr. 2015.

JACKSON, P.; MAUDE, D.; PERRAUDIN, W. **Value at Risk techniques: an empirical study**, in risk measurement and systemic risk, proceedings of a Joint Central Bank Research Conference Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System, 295-322, 1996.

JORION, P. **Value at Risk - A nova fonte de referência para o controle do risco de mercado**. São Paulo: BM&F, 1999.

KOHL, R. L.; DOWNEY, W. D. **Marketing of agricultural products**. 4.ed. New York: Macmillan, 1972. LINSMEIER, T.J., PEARSON, N.D. **Risk measurement: an introduction to Value at Risk**, Working Paper University of Illinois at Urbana-Champaign, jul. 1996.

MARION, J. C. **Contabilidade da pecuária**. 6.ed. São Paulo, Atlas, 2001.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C.; MARTINES FILHO, J. G. **Mercados futuros e de opções agropecuárias**. Piracicaba, SP, Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP, 2006, Série Didática nº D-129.

MORGAN BANK, J.P. Risk metrics, technical document. Fourth edition, **JP Morgan**, 1996. Disponível em: <http://www.jpmorgan.com/RiskManagement/RiskMetrics /RiskMetrics. html>. Acesso em:

NELSON, D. B. Conditional heteroscedasticity in asset returns. **Econometrica**, v. 59, n. 2, p. 347-370, 1991.

NEVES, M. E.; COUTO, M. T. Confinamento de bovinos de corte: condicionantes econômicos e instrumentos de apoio à tomada de decisão. In: PEIXOTO, A. M.; MOURA, J. C.; FARIA, V. P. **Bovinocultura de corte: fundamentos da exploração racional**. 3.ed. Piracicaba: Fealq, 1999.

OLIVEIRA, J. A. F. G. **Condicionantes do crescimento da pecuária bovina de corte nos anos 80**. Texto para discussão n. 221. Rio de Janeiro: Ipea, 1991.

PEREIRA, V. F.; LIMA, J. E.; BRAGA, M. J.; MENDONÇA, T. G. Volatilidade condicional dos retornos de *commodities* agropecuárias brasileiras. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 36, p.73-94, 2010.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

\_\_\_\_\_. **Microeconomia**. 7.ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2010.

RABOBANK International: The world beef industry: **Market Study**. Netherlands, jan. 1998.

RICARDO, T. R.; WANDER, A. E. Rentabilidade e risco de culturas anuais em Rio Verde (GO). **Custos e @gronegocio Online**, v. 9, p.181-195, 2013.

SANTOS, F. P.; MIZIARA, F. A expansão da fronteira agrícola em Goiás: análise da influência das características “naturais” do espaço. In: IV ENCONTRO NACIONAL DA ANPPAS, 2008, Brasília, **Anais...** Brasília: ANPPAS, 2008. p. 1-12.

SILVA NETO, L. A. **Derivativos: definições, emprego e risco**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 1999.

SORENSEN, C. Modeling seasonality in agricultural commodity futures. **The Journal of Futures Markets**. v. 22, n. 5, p. 393-426, Mar. 2002.

SOUZA, W. A. R.; VIEIRA, R. P.; PEREIRA, N. D.; GUIMARAES, M. G. V.; LIMA, M. S.; MARQUES, P. V. Uso de Value at Risk (VaR) para avaliar o grau de risco dos preços das *commodities* agropecuárias do Brasil. In: CONGRESSO VIRTUAL BRASILEIRO - ADMINISTRAÇÃO, 9., 2012, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Convibra, 2012.

SPOLADOR, H. F. S.; FREITAS, R. E. **Termos de troca para o milho na agricultura brasileira**. Textos para discussão, n. 1.279. Brasília, Ipea, 2007.

WRIGHT, B. D. The economics of grain price volatility. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 33, n. 1, p. 32-58, 2011.

ZAKOIAN, J. M. Threshold heteroskedasticity models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 18, p. 931-955, 1994.



## OS EFEITOS DO SISTEMA FINANCEIRO NO CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS NO PERÍODO 1991-2010

### The effects of the financial system in economic growth: an analysis for the brazilian states in the period 1991-2010

**Lídia Carvalho Silva**

Economista. Mestre em Desenvolvimento Regional e Gestão em Empreendimentos Locais  
pela Universidade Federal de Sergipe (UFS). lidia.economia@yahoo.com.br.

**José Ricardo de Santana**

Economista. Doutor em Economia de Empresas pela FGV/SP. Professor Associado da UFS. santana\_josericardo@yahoo.com.br.

---

**Resumo:** A literatura econômica tem buscado há algumas décadas analisar e obter resultados empíricos sobre a relação entre o sistema financeiro e o crescimento econômico. O objetivo do presente artigo é avaliar o efeito que as variáveis financeiras, especificamente poupança e financiamento, exercem sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros. O estudo foi realizado para o período de 1991 a 2010, a partir de dados extraídos do Banco Central do Brasil e do Ipeadata/IBGE. E realizado por meio do método econométrico de análise em painel, com a estimação de três modelos embasados no texto de Firme e Freguglia (2013). Os resultados mostraram que há uma relação positiva e significativa entre a poupança e o crescimento econômico, como também entre o financiamento e o crescimento dos estados.

**Palavras-chave:** Finanças; Crescimento; Poupança; Financiamento.

**Abstract:** The economic literature has searched for some decades to analyze and obtain empirical findings on the relationship between the financial system and economic growth. This review aimed to evaluate the effect that financial variables, specifically savings and financing, have on economic growth of Brazilian states. The study was carried out for the period 1991-2010, from data taken from the Central Bank of Brazil and IPEADATA / IBGE. The research used the econometric method of panel data analysis. Three models based on Firme e Freguglia (2013) were applied in this paper. The results show that there is a positive and significant relationship between savings and economic growth, as well as between financing and growth of the states.

**Keywords:** Finances; Growth; Savings; Financing.

## 1 INTRODUÇÃO

A partir dos anos 1980 a teoria econômica teve a contribuição de modelos como o de Mankiw, Romer e Weil (1992), por exemplo, que apresentaram os principais determinantes do crescimento e buscaram explicar o resíduo de Solow. O papel do sistema financeiro como um determinante teve origem nos estudos de Schumpeter (1911) e foi ratificado pelos achados empíricos de autores como Goldsmith (1969) e Shaw (1974), que mostraram empiricamente uma relação positiva entre o desenvolvimento econômico e o sistema financeiro.

A importância do sistema financeiro sobre o crescimento econômico apareceu também com Keynes (1937) e com os pós-keynesianos, a partir de autores como Studart (1995-96), que ressaltaram a importância dos bancos e do sistema financeiro para o crescimento econômico. Em contraposição, há autores que não consideraram o papel das finanças, como Robinson (1952), segundo o qual o desenvolvimento financeiro simplesmente seguia o crescimento econômico (KING; LEVINE, 1993).

Na abordagem empírica destacou-se a contribuição de Levine, em 1997, que propôs um modelo relacionando o desenvolvimento financeiro com o crescimento econômico. E considerou o sistema financeiro como um determinante fundamental para o processo de desenvolvimento econômico (LEVINE, 1997). A intermediação financeira teria o papel de captação e alocação de recursos financeiros para empréstimo, montando uma sequência essencial para a geração de riqueza e incremento do capital humano e do capital físico, de forma a motivar o crescimento econômico (SILVA; PORTO JUNIOR, 2006).

A abordagem estabeleceu a investigação do presente artigo, abrangendo aspectos estaduais e regionais da importância das finanças sobre o desenvolvimento. O objetivo principal foi avaliar a influência de variáveis financeiras, como a poupança e o financiamento, sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros.

No estudo, foram utilizados elementos como capital humano, capital físico e crescimento populacional na condição de variáveis de controle. Os dados foram extraídos do Ipeadata/IBGE e do Banco Central do Brasil, para os anos de 1991, 2000 e 2010. As estimações, em painel de dados, foram realizadas pelos modelos de efeitos fixos e aleató-

rios, por meio dos estimadores *feasible generalized least squares* (FGLS). A investigação tomou como referência o modelo básico de crescimento utilizado por Firme e Freguglia (2013), baseado no modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992) e Solow (1956), e avançou com a derivação de dois novos modelos, acrescidos das variáveis financeiras propostas.

O trabalho foi composto por mais cinco seções, além desta introdução. A segunda tratará das abordagens sobre o crescimento econômico e as finanças, por meio da literatura teórica neoclássica. Abordará ainda da relação entre finanças e desempenho econômico em nível nacional, abordando estudos empíricos aplicados principalmente ao Brasil. A terceira enfatizará o ambiente econômico brasileiro das últimas décadas. A quarta seção apresentará os aspectos metodológicos que serão aplicados na pesquisa, apresentando a base de dados e as variáveis utilizadas. A quinta exporá os resultados das estimações realizadas, tanto para a poupança quanto para o financiamento. E na última seção as principais conclusões do estudo.

## 2 CRESCIMENTO ECONÔMICO E O PAPEL DAS FINANÇAS

O crescimento econômico pode ser influenciado por diversos fatores, evidenciados em distintas linhas de pesquisa presentes na literatura econômica. Nos estudos clássicos, os determinantes básicos para a produção de bens e serviços foram os fatores de produção, como a terra, o capital e o trabalho. Uma referência clássica foi o estudo de Solow (1956), que demonstrou como capital, trabalho e tecnologia podem ser inseridos em um modelo de crescimento econômico, considerando a influência da poupança e da depreciação na dinâmica de crescimento. O crescimento foi determinado por fatores exógenos como o crescimento populacional e o progresso tecnológico (VIANA; LIMA, 2010).

Estudos mais recentes apontaram que, dentre outros, um dos determinantes relevantes do crescimento econômico é o sistema financeiro, o qual é intermediado pelo Banco Central do Brasil (Bacen) e pelos bancos comerciais e de investimento, corretoras de valores, fundos de investimentos, fundos de pensão, bolsas de valores e companhias de seguro. Estima-se que os bancos sejam responsáveis por mais de 60% da fonte de recursos exter-

nos de empresas não financeiras<sup>1</sup>, o que os torna, de certa forma, representantes legítimos do sistema financeiro.

## 2.1 Modelo clássico de crescimento com capital humano

O modelo clássico de Solow (1956) é composto por duas equações: a função de produção e a equação de acumulação de capital<sup>2</sup>. A função de produção agrupou capital (K) e trabalhadores (L) para gerar um produto (Y), do tipo Cobb-Douglas, que apresenta retornos constantes de escala.

Na segunda equação a variação no estoque de capital (K) é igual ao total do investimento bruto (sY) deduzido o total da depreciação do processo produtivo (dK). E resultou em uma derivada do estoque de capital em relação ao tempo (JONES, 2000).

Se a economia for fechada, a poupança (s) será igual ao investimento, e o investimento será somente uma acumulação de capital a ser usado na produção pelas empresas. A depreciação (d) do capital, que acontece a cada período durante a produção, é usualmente admitida como sendo igual a 0,05. Ou seja, as máquinas e instalações da economia devem se desgastar em 5% a cada ano (JONES, 2000).

O modelo básico de Solow teve a contribuição de outros autores, agregando variáveis relevantes, como o capital humano, e destacam-se os estudos de Mincer (1958), Schultz (1964) e Becker (1964). O primeiro mostrou como os rendimentos pessoais estavam correlacionados com o volume de investimento no capital humano, afetando a produtividade e o crescimento da economia. O segundo enfatizou a importância do capital humano para entender a dinâmica da economia no longo prazo. Já Becker (1964) afirmou que a decisão de investir em educação de um indivíduo parte dos seus custos e benefícios, e argumentou que o capital humano pode ser mensurado em termos quantitativos (número de pessoas) e qualitativos (capacitação técnica) (VIANA; LIMA, 2010).

Em estudos empíricos, Figuerêdo e Resende (2013) consideraram o capital educacional com a inclusão de um indicador de saúde da população,

que influenciaria a qualidade, já que trabalhadores saudáveis são mais produtivos<sup>3</sup>. Schultz (1964), também mediu o estoque de educação considerando os anos de escola completados em um período de tempo e os custos – que considerou as várias proporções de investimento por categoria de estudo. Mas ele não ponderou o aspecto qualitativo da educação (VIANA; LIMA, 2010).

Nos modelos neoclássicos de crescimento, destaca-se a abordagem de Mankiw, Romer e Weil (1992), que reconheceram o papel da qualificação do trabalho. Ao ser incluída a variável capital humano (H) no modelo de Solow, a função ficou representada da seguinte forma:

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta}$$

Sendo  $\alpha$  e  $(1 - \alpha)$  as elasticidades do produto em relação aos insumos capital físico e trabalho, respectivamente,  $\beta$  a elasticidade parcial do produto em relação ao capital humano, e  $A(t)L(t)$  o número de unidades efetivas de trabalho. No entanto, a variável capital humano tornou o efeito da poupança e do crescimento populacional menor sobre a renda. O modelo que incluiu o capital humano conseguiu explicar 80% da variação da renda *per capita* entre os países estudados por Mankiw, Romer e Weil (FIRME; FREGUGLIA, 2013).

Ao considerar o fator capital humano, a convergência condicional fica a uma taxa que se aproxima ao previsto no modelo de Solow. No modelo de Solow prediz-se que as diferenças na taxa de retorno e no movimento de capital fariam com que os países pobres apresentassem maiores retornos do capital físico e humano. A especificação operacional para estimar o modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992) é:

3 Essa pesquisa sugeriu acrescentar no modelo MRW algumas novas variáveis de controle, como anos de estudo (razão entre o somatório do número de anos de estudo completados pelas pessoas que têm 25 ou mais anos de idade e o número de pessoas nessa faixa etária), densidade populacional (como *proxy* para medir o impacto das externalidades de aglomeração), mortalidade infantil (número de crianças que não deverão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada 1.000 crianças nascidas vivas) e fecundidade (número médio de filhos que uma mulher teria ao terminar o período reprodutivo), com base em outros estudos empíricos na busca por melhores resultados. Entretanto, essas *proxys* não apresentaram os resultados esperados ao serem relacionadas com as outras variáveis explicativas. Por exemplo, os sinais eram diferentes, as variáveis eram não significativas ou modificavam a significância ou sinal de outras variáveis que já haviam apresentado bons resultados.

1 Dado referente à economia dos EUA, segundo Mishkin (2000).  
2 Jones (2000) levanta algumas hipóteses para o uso do modelo de Solow e pressupõe que o produto consumido é homogêneo e são unidades do Produto Interno Bruto (PIB) de um país. Além disso, a tecnologia é exógena, ou seja, não é afetada pelas ações das firmas.

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_0}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_0) + \beta_2 \ln(s_k) + \beta_3 \ln(n+g+\delta) + \beta_4 \ln(s_h) + \varepsilon$$

Sendo  $y_t$  a renda *per capita* real,  $y_0$  a renda *per capita* real inicial,  $s_k$  a fração da renda investida em capital físico,  $s_h$  a fração da renda investida em capital humano e,  $n+g+\delta$  a soma da taxa de crescimento populacional ( $n$ ), do progresso tecnológico ( $g$ ) e da depreciação ( $\delta$ ) (FIRME; FREGUGLIA, 2013). A última equação foi tomada como modelo base do estudo, a partir da qual foram derivados dois novos modelos que serão utilizados no trabalho.

## 2.2 O papel das finanças na economia: abordagem teórica

A influência de outros fatores sobre o crescimento econômico tem motivado estudos na literatura sobre o assunto. Mais recentemente, o estudo da relação entre o crescimento econômico e o desenvolvimento financeiro tornou-se um importante fator de pesquisa para a economia aplicada.

O estudo foi mais aprofundado a partir de King e Levine (1993) quando constataram que a profundidade financeira era relevante para explicar as variações no crescimento entre países. Mesmo sendo uma relação já estabelecida, existiram variações significativas entre as finanças e o crescimento nos países. A relação empírica também foi apoiada pela literatura teórica sobre a intermediação financeira e o crescimento endógeno, em que surgem modelos sobre a produção de novas ideias e tecnologias (TREW, 2014).

King e Levine (1993) analisaram se os níveis mais elevados do desenvolvimento financeiro eram positivamente relacionados com o desenvolvimento econômico. Ou seja, se os altos níveis de desenvolvimento financeiro estavam correlacionados, de forma significativa e robusta, com as taxas atuais e futuras do crescimento econômico. Os autores pretendiam comprovar empiricamente se Schumpeter (1911) estava certo ao acreditar nessa associação entre as finanças e o crescimento econômico.

O estudo de Schumpeter (1911) argumentava que fatores como os serviços prestados por intermediários financeiros, como por exemplo, mobilização da poupança, avaliação de projetos, gestão de riscos e facilitação de transações, eram utilizados tanto para a inovação tecnológica quanto para o desenvolvimento econômico. Para esse autor, o essencial para gerar inovação e desenvolvimento

era o papel que o crédito exercia como financiador dos projetos.

King e Levine (1993) afirmaram que os indicadores de desenvolvimento financeiro – tamanho do intermediário financeiro em relação ao PIB, os bancos em relação ao Banco Central, e a razão do crédito para as empresas privadas em relação ao PIB – eram correlacionados, de forma intensa e robusta, ao crescimento econômico, à taxa de acumulação de capital físico e à melhora na eficiência da alocação de capital. Para os autores, Schumpeter (1911), que defendia a ideia de “destruição criativa”<sup>4</sup>, poderia estar certo sobre a importância das finanças para o crescimento.

A parte relevante da teoria de Schumpeter (1911) foi que a concessão de crédito tornava possível a inovação tecnológica e o desenvolvimento econômico. O que mostrou que os serviços financeiros estimulavam o crescimento econômico por meio da intensificação da taxa de acumulação de capital e do aperfeiçoamento da eficiência com que a economia usa o capital (KING; LEVINE, 1993).

Levine (1997) investigou a estrutura analítica do reflexo das finanças para o crescimento e observou que os incentivos para o surgimento dos mercados e das instituições financeiras foram causados essencialmente pelos custos para adquirir informações e executar transações, de maneira que surgiram para amenizar os problemas ocasionados pelas informações e pelas transações. Com o objetivo de reduzir esses custos, foi que o sistema financeiro passou a ter como principal função a de facilitador na alocação de recursos em um ambiente incerto, além do espaço e do tempo (LEVINE, 1997).

Levine (1997) dividiu a função principal do sistema financeiro em cinco funções básicas: i) mobilizar poupança, ii) facilitar a negociação, *hedging*, diversificar e partilha de risco, iii) alocar recursos, iv) monitorar os gestores e exercer controle societário, e v) facilitar o intercâmbio de bens e serviços.

O sistema financeiro influencia a acumulação de capital por meio de alterações na taxa de poupança ou por meio da realocação da poupança entre as diferentes tecnologias de produção de capital. A mobilização de recursos envolve

4 Quando uma inovação substitui um antigo método de produção e produtos, por melhores procedimentos, mercadorias e serviços (SHLEIFER, 1986, apud KING; LEVINE, 1993).

a aglomeração de capitais de quem poupa para serem usados como investimento. A mobilização dos poupadores requer que haja superação dos custos de transação e das assimetrias de informações, para fazer com que os poupadores sintam-se confortáveis em não controlar diretamente suas economias e sejam convencidos da solidez dos investimentos. Os sistemas financeiros eficazes na acumulação de poupança de indivíduos são capazes de afetar profundamente o desenvolvimento econômico, pois além de acumular capital, corroboram para a alocação de recursos e estimulo à inovação tecnológica, fomentando, assim, o crescimento (LEVINE, 1997).

As conclusões, hesitantes e com amplas qualificações, preponderantes entre o raciocínio teórico e as evidências empíricas, mostraram que existe uma importante relação positiva entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. Assim, o nível de desenvolvimento financeiro é um bom índice de futuras taxas de crescimento econômico, acumulação de capital e mudanças tecnológicas e, a longo prazo, pode influenciar a velocidade e o padrão do desenvolvimento econômico (LEVINE, 1997). A partir desse resultado da literatura, o presente trabalho buscará investigar essa relação para os estados brasileiros.

### 2.3 O papel das finanças na economia: abordagens empíricas

Foram realizados estudos empíricos no Brasil que abordaram e evidenciaram a relação entre o sistema financeiro e o crescimento econômico. A atual seção exporá alguns dos estudos, apresentando os objetivos, as metodologias utilizadas e os seus principais resultados.

A análise de Andrade (2009) abordou a relação entre finanças e crescimento econômico no Brasil, mostrando as disparidades regionais por meio da investigação da influência da concessão de crédito sobre a produção de riqueza no Brasil. A autora agrupou os municípios conforme as similaridades e dissimilaridades das características econômicas e sociais. Foi feita uma análise de regressão com dados em painel de efeito fixo para estimação dos dados e a avaliação empírica.

As variáveis usadas foram o PIB total de 2.635 municípios e algumas categorias de crédito (empréstimos e títulos descontados, financiamentos e concessão de crédito). Os resultados mostraram

que existe divergência no país com relação ao financiamento para pecuária, agricultura, agroindústria e imobiliário, pois foram concedidos principalmente em cidades do tipo pequena, socialmente desfavorecidas e médias. Dentre os resultados, o financiamento da agricultura foi não significativo sobre o PIB dos municípios, não contribuindo para a geração de riqueza. As demais variáveis apresentaram boa significância e efeitos positivos sobre o PIB, sendo que os créditos tiveram a maior contribuição (ANDRADE, 2009).

Taques et al. (2014), dedicou-se a estudar a relação entre o crédito bancário concedido às pessoas físicas e jurídicas e o crescimento da economia dos estados brasileiros para os anos de 2004 a 2012, utilizando a estimação de dados em painel para obter a elasticidade das variáveis. A pesquisa partiu do princípio de que o sistema financeiro nacional não é funcional ao crescimento, pois o sistema bancário não incorre em *trade-off* quanto ao prêmio de liquidez e rentabilidade monetária.

Os dados utilizados foram os saldos das operações de crédito para pessoa física e jurídica, deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPCA) em reais de 2000, empregados como variáveis explicativas, tendo a renda domiciliar *per capita* como *proxy* dependente, sendo que todas as variáveis foram expressas em logaritmo. Como resultado, o autor encontrou que existe uma relação positiva entre as operações de crédito e o aumento da renda domiciliar *per capita*, somente para as pessoas físicas e, consequentemente, para o desenvolvimento econômico. Não houve significância nos resultados quanto às pessoas jurídicas, e dessa forma, não haveria impacto no crescimento econômico (TAQUES et al., 2014).

Trew (2014) estudou a relação entre os muitos conceitos de desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico equilibrado. O autor utilizou um modelo de crescimento endógeno que agregou a eficiência financeira e o acesso aos serviços financeiros, o que ajudou no entendimento da relação entre a dimensão do setor financeiro e do crescimento. O autor desenvolveu modelos simples que capturaram as conexões entre muitos conceitos de desenvolvimento financeiro em uma economia com crescimento de longo prazo. Aplicou regressões nas taxas médias de crescimento do PIB *per capita* para o período de 1960-1989.

O modelo clássico resultou em uma relação positiva entre o aprofundamento financeiro e o crescimento. O resultado de um outro modelo mostrou que o tamanho do setor financeiro não pode ser considerado um indicador confiável de crescimento (impulsionado pelas finanças). Isso ocorreu porque somente o aumento do crescimento econômico suportaria o aumento do acesso ao financiamento. Ou seja, o nível de desenvolvimento seria importante para o aprofundamento financeiro sobre o crescimento.

A implicação do modelo utilizado foi que a eficiência financeira deve ser considerada junto com a medida de tamanho do setor financeiro nas regressões de crescimento. A variável dependente (taxa de crescimento média anual do PIB *per capita*) foi estimada no período de 1987 a 2008, e os dados de financiamento, log do número de agências bancárias por cem mil adultos e log de contas de depósito bancário por cem mil adultos, são as variáveis explicativas. O autor usou como variável de profundidade financeira a razão entre crédito privado, passivos líquidos e capitalização bolsista em relação ao PIB, e como *proxy* de eficiência financeira a margem líquida de juros. Como resultado, a profundidade (tamanho) não foi estatisticamente significativa, enquanto a eficiência e as outras variáveis foram fortemente significativas. Consequentemente, o desenvolvimento financeiro contribuiria para o crescimento de longo prazo (TREW, 2014).

Já Firme e Freguglia (2013) analisaram os condicionantes do crescimento dos municípios brasileiros utilizando o modelo de Mankiw, Romer e Weil de 1992, fazendo uma especificação espacial para o período de 1980 a 2010, com estimação em painel, para controlar os efeitos espaciais. Os autores usaram como *proxy* dependente a renda *per capita* das famílias. E como variáveis explicativas a despesa de capital municipal, o percentual de pessoas alfabetizadas, a soma das taxas de crescimento populacional, além de uma matriz de peso espacial utilizada para defasar as variáveis do modelo e *dummies* de região.

Os resultados mostraram que as regiões Norte e Nordeste possuíam características específicas que as limitaram de crescer como as outras regiões, e o Centro-Oeste era a melhor região em termos de

crescimento. As capitais dos estados apresentaram *spillovers* negativos. Os modelos de efeitos fixos mostraram que o capital humano tinha um maior impacto que o capital físico, e existiu indício de convergência da renda.

O último estudo foi tomado como ponto de partida nessa pesquisa, levando em conta o modelo original desses autores, embora não se trabalhe com os dados em nível municipal. O artigo incluiu ainda outros dois modelos, no intuito de considerar o efeito de duas variáveis financeiras no crescimento econômico dos estados do Brasil.

### 3 AMBIENTE ECONÔMICO-FINANCEIRO NO BRASIL, NAS ÚLTIMAS DUAS DÉCADAS

A forma como funciona o sistema financeiro em um país ou região constitui um elemento importante de influência no ambiente econômico. Esta seção relacionará a economia do Brasil em certa medida com as alterações ocorridas no sistema financeiro nos últimos anos. Será dada ênfase ao processo de bancarização e ao crescimento da importância do sistema financeiro no país, nas últimas duas décadas.

Um fato relevante a se considerar entre os anos de 1991 a 2010 foi o crescimento contínuo do PIB *per capita*, que cresceu em 109%, em valores nominais de dólar. Destaca-se também que entre 1991 e 2000 a taxa de crescimento do PIB *per capita* nacional foi de 3,1% a.a., enquanto que na segunda década (2000 a 2010) a taxa de crescimento atingiu 4,8% a.a, motivado pela expansão da economia brasileira, causado principal pelo aumento da demanda da China, que elevou o preço das *commodities*.

No período de 2003 a 2010, houve ainda uma expansão do investimento, importante para a acumulação de capital e aumento do produto no longo prazo. A relação investimento/PIB saiu de 16,23% no início de 2003 para 20,1% em 2008, mas reduziu em 2010 para 17,85% por conta da crise financeira internacional. Embora tenha havido crescimento, essa relação ainda é considerada baixa quando comparada com os números de alguns países emergentes (CURADO, 2011).

Tabela 1 – Brasil - Produto Interno Bruto *per capita* e variação anual (1991-2010)

Ano	PIB <i>per capita</i> <sup>1</sup> (US\$)	Δ%	Ano	PIB <i>per capita</i> <sup>1</sup> (US\$)	Δ%
1991	5.349,76	-	2001	7.169,27	2,18%
1992	5.351,29	0,03%	2002	7.378,58	2,92%
1993	5.636,09	5,32%	2003	7.522,07	1,94%
1994	5.303,47	-5,90%	2004	8.075,82	7,36%
1995	6.277,87	18,37%	2005	8.509,43	5,37%
1996	6.427,35	2,38%	2006	9.035,62	6,18%
1997	6.669,81	3,77%	2007	9.768,68	8,11%
1998	6.664,45	-0,08%	2008	10.405,16	6,52%
1999	6.679,83	0,23%	2009	10.414,91	0,09%
2000	7.016,62	5,04%	2010	11.180,29	7,35%

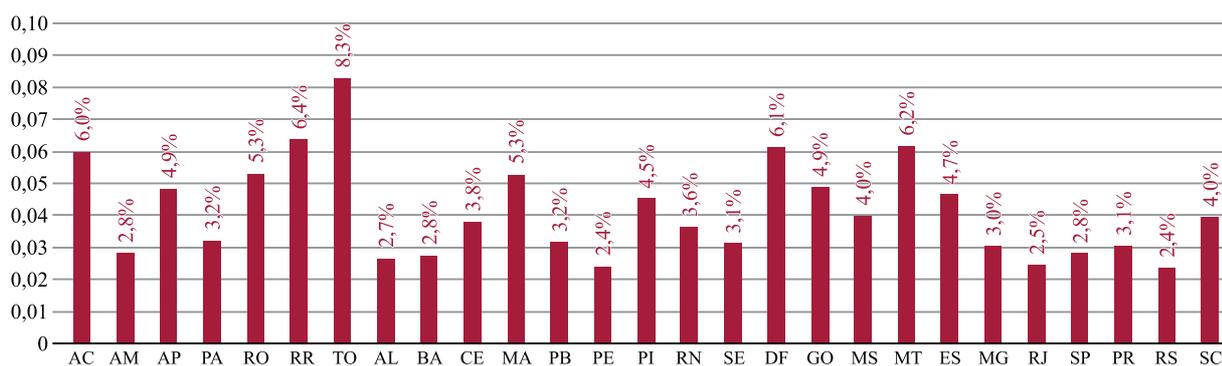
Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados coletados em Ipeadata - Banco Mundial, World Development Indicators (WDI) e Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados, Pesquisa de Emprego e Desemprego (Seade/PED).

Nota: (1) Produto Interno Bruto (PIB): conceito de paridade do poder de compra (PPC) em (US\$). Dados em dólares internacionais correntes de cada ano.

Ao longo dessas décadas, os estados brasileiros apresentaram expansão nas taxas médias de crescimento do PIB real de 4,1% a.a., como

mostra o Gráfico 1. Destacam-se os estados do Norte e Centro-Oeste com os maiores percentuais de crescimento.

Gráfico 1 – Estados do Brasil – Taxa média de crescimento do PIB real (1991-2010)



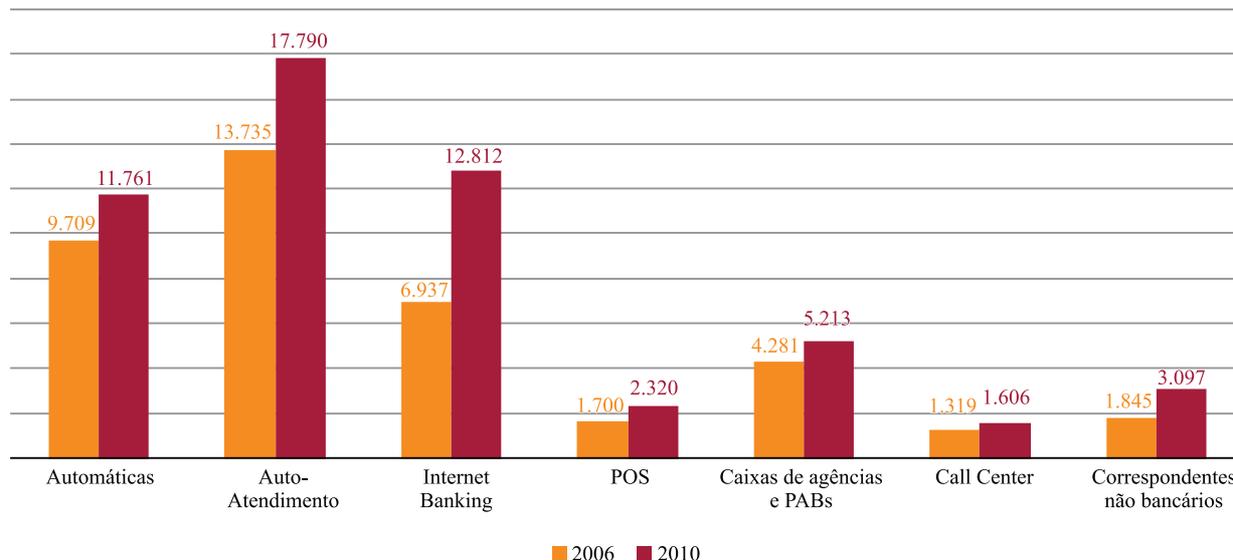
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados coletados em Ipeadata/IBGE.

De forma concomitante, verificou-se no país um importante processo de inclusão financeira, materializando-se pela bancarização da sociedade, que, segundo a Felaban (2011), foi a principal condição para que existisse um crescimento econômico sustentado. A bancarização é medida pelo nível de acesso e o grau de uso dos serviços financeiros. No Brasil, houve um crescimento das transações bancárias em 14.660 milhões entre 2006 (41.059 milhões) e 2010 (55.719 milhões). A expansão abrangeu as transações no autoatendimento, no internet banking, nos POS (pontos de venda no co-

mércio), caixas de agências, *call centers*, correspondentes não bancários e outros, como pode ser observado no Gráfico 2.

Existem outras variáveis do sistema financeiro que são importantes para a avaliação do ambiente econômico brasileiro, como crédito, financiamento e poupança. O crédito e o financiamento, por exemplo, são *proxies* para medir o grau de investimento de pessoas físicas ou jurídicas. Já o montante de poupança ajuda a verificar a acumulação de capital por estado.

Gráfico 2 – Brasil: Crescimento do número de transações bancárias, 2006-2010

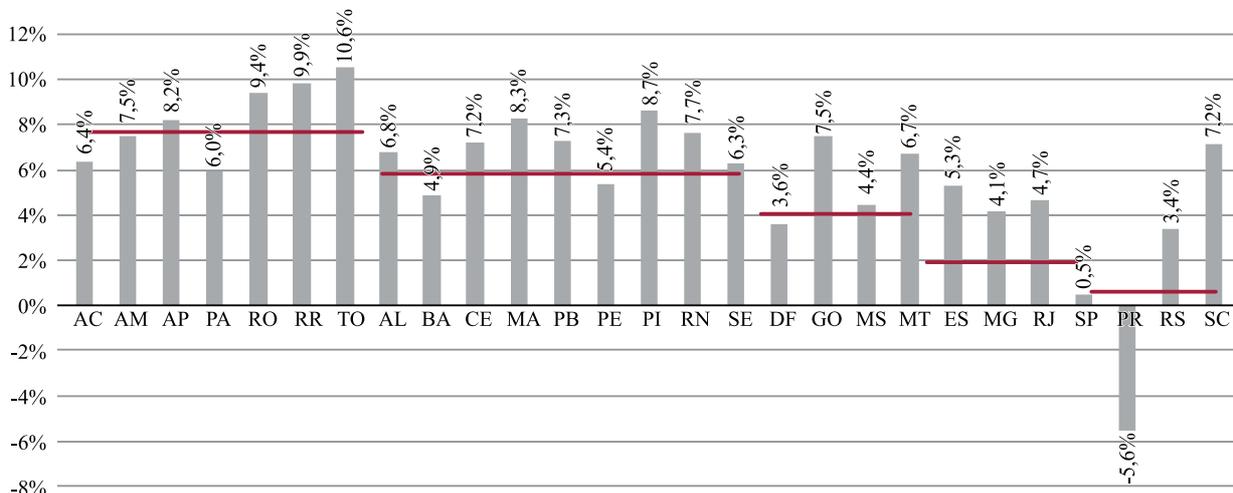


Fonte: Febraban (2011).

O percentual médio de acúmulo em poupança foi apresentado no Gráfico 3. Foi perceptível que muitos estados possuíam taxas próximas à média (6%), sobretudo nas regiões Norte e Nordeste. No caso do estado do Paraná, houve uma queda na poupança doméstica de 5,6%, reduzindo de R\$11 bilhões em 1991 para R\$1 bilhão

em 2000 e R\$3 bilhões em 2010. O fato também colaborou para despencar o nível de investimento do estado. Outros estados das regiões Sudeste e Sul, como São Paulo e Rio Grande do Sul, mesmo com um alto volume acumulado, tiveram um baixo percentual de crescimento da poupança, entre 1991 e 2010.

Gráfico 3 – Estados do Brasil – Taxa média de crescimento da poupança (1991-2010)



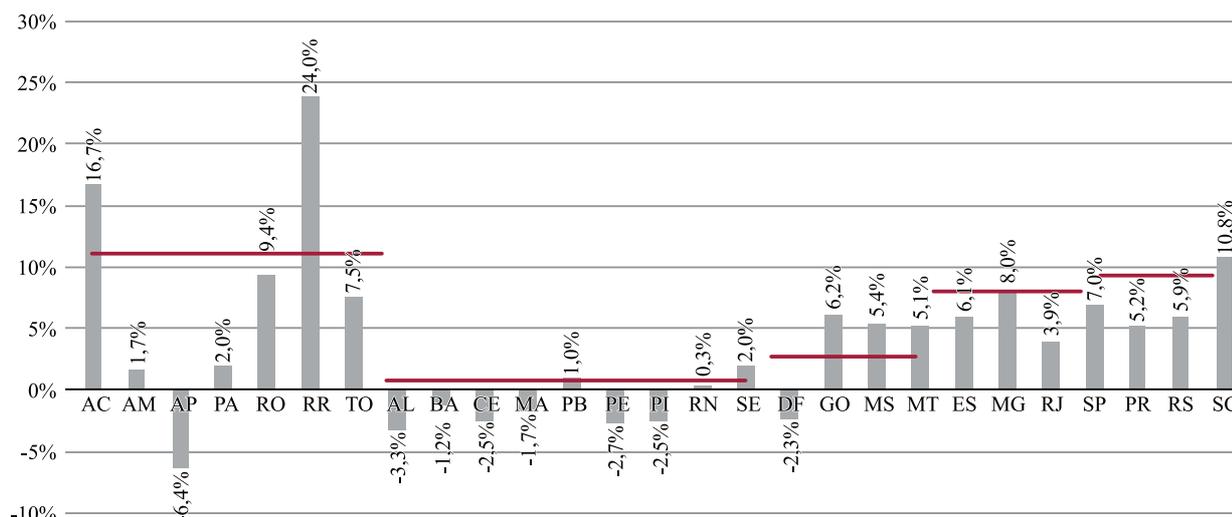
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados levantados no Banco Central do Brasil (BACEN, 2014).

Nota: As linhas em vermelho equivalem às médias ponderadas por regiões (N = 7,6%; NE = 6,3%; CO = 5,3%; SE = 4,5%; S = 0,7%).

Em relação ao financiamento, notou-se no Gráfico 4, o qual agregou os investimentos imobiliário, rural e agroindustriais, que alguns estados da região Norte, como Acre e Roraima, apresentaram os maiores

percentuais de expansão do financiamento, enquanto estados da região Nordeste, como Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Pernambuco e Piauí, estiveram entre os que apresentaram taxa médias negativas.

Gráfico 4 – Estados do Brasil – Taxa média de crescimento do financiamento (2000-2010)



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados levantados no Banco Central do Brasil (BACEN, 2014).

Nota: As linhas em vermelho equivalem às médias ponderadas por regiões (N = 3,1%; NE = -1,5%; CO = 2,3%; SE = 5,2%; S = 6,8%).

Um resumo dos dados regionais de crescimento, considerando as principais variáveis financeiras, em relação ao PIB, no período de 2000 a 2010<sup>5</sup>, foi exposto na Tabela 2. Apresentou-se a taxa de crescimento para as três variáveis estudadas.

A região Nordeste apresentou uma taxa crescimento do PIB de 4,4% entre as duas décadas, percentual maior que a taxa de crescimento do Brasil, Sudeste e Sul. A taxa de crescimento da poupança entre 2000 e 2010 também ficou acima do percentual de crescimento do Brasil e foi a terceira região com o maior percentual. Entretanto, existiu um decréscimo do financiamento na região Nordeste, entre 2000 e 2010, enquanto as outras regiões apresentaram uma taxa de crescimento positiva. O Centro-Oeste também esteve abaixo da taxa registrada para o Brasil. O que refletiu na participação das respectivas regiões em cada uma das variáveis, como apresentado na Tabela 3.

Tabela 2 – Brasil e Grandes Regiões – Comparativo das taxa de crescimento do PIB, poupança e financiamento (%) (2000 – 2010)

Regiões	PIB	Poupança	Financiamento
	2010 / 2000	2010 / 2000	2010 / 2000
Norte	5,69%	8,43%	5,39%
Nordeste	4,43%	6,69%	-1,44%
Centro-Oeste	4,69%	6,83%	1,69%
Sudeste	3,08%	3,30%	6,76%
Sul	3,64%	5,09%	6,36%
Brasil	3,61%	4,28%	5,35%

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados levantados no Banco Central do Brasil (BACEN, 2014).

Quanto à participação no PIB nacional, a região Nordeste apresentou uma elevação da sua participação, entre 2000 e 2010, sendo a terceira região com maior participação em ambos os anos. Em relação à poupança, percebeu-se que a participação do Nordeste no volume total de poupança do Brasil cresceu em 2,9 p.p. entre as duas décadas, ficando como a segunda região que mais poupou em 2010. Já no financiamento, observou-se uma redução de 50% entre 2000 e 2010, o que colocou o Nordeste na quarta colocação, entre as regiões, em participação no total do volume de financiamento do Brasil.

5 O ano de 1991 foi descartado nessa análise, porque não há dados desse ano para a variável financiamento.

Tabela 3 – Brasil e Grandes Regiões – Participação por região no PIB, poupança e financiamento (%) (2000 – 2010)

Regiões	PIB		Poupança		Financiamento	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Norte	4,38%	5,34%	1,98%	2,93%	1,81%	1,82%
Nordeste	12,45%	13,46%	11,53%	14,49%	12,07%	6,21%
Centro-Oeste	8,39%	9,30%	4,78%	6,09%	13,07%	9,18%
Sudeste	58,31%	55,39%	69,13%	62,90%	57,46%	65,63%
Sul	16,47%	16,51%	12,57%	13,58%	15,58%	17,16%

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados levantados no Banco Central do Brasil (BACEN, 2014).

Tais constatações motivaram a investigação acerca do papel das variáveis financeiras, sobretudo considerando o comportamento diferenciado da poupança e do financiamento, para explicar o desempenho econômico nas regiões brasileiras.

#### 4 MODELO DE ANÁLISE DO IMPACTO DAS FINANÇAS NA PRODUTIVIDADE

O modelo de análise da influência do sistema financeiro, por meio das variáveis financeiras propostas, sobre o crescimento econômico dos estados será tratado na seção atual. Inicialmente, será apresentado o modelo de avaliação de impacto, bem como os testes realizados nos trabalhos de estimação. Em seguida, será apresentada a base de dados empregada, com o conjunto de variáveis, a qual expõe os avanços do trabalho, que estão relacionados às variáveis financeiras utilizadas.

##### 4.1 Modelo empírico

O modelo empírico empregado buscou identificar como o sistema financeiro exerce influência sobre o crescimento econômico dos estados do Brasil. Os dados foram estimados em painel, o que permite controlar as diferenças invariáveis no tempo entre os estados, decorrentes de características não observáveis.

A especificação do modelo segue o proposto por Firme e Freguglia (2013), baseado no modelo de Mankiw, Romer e Weil (MRW). Firme e Freguglia (2013) propuseram um modelo de crescimento, derivado de uma função de produção de rendimentos constantes de escala, com fatores como capital, trabalho e progresso tecnológico ( $A$ )<sup>6</sup>.

6 Os autores trabalharam com dados de municípios, o que não é o caso do presente trabalho, que lida com dados dos estados. Nesse sentido, não foi empregada no presente trabalho a abordagem de econometria espacial, sendo o modelo empregado distinto do proposto por Firme e Freguglia (2013) ao excluírem-se a matriz de peso espacial e as *dummies* de região.

A equação que serviu de modelo base para a estimação dos dados do presente trabalho é exposta abaixo, constituindo o denominado de Modelo (1).

$$\ln(PIBpc)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln(despk)_{i,t} + \beta_2 \ln(txcrep)_{i,t} + \beta_3 \ln(alfab)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Em que:

$\ln(PIBpc)$  – é o logaritmo neperiano da variável dependente, representada pelo PIB *per capita*;

$\ln(despk)$  – variável explicativa que indica capital físico, representada pela despesa de capital;

$\ln(txcrep)$  – variável explicativa que indica a soma das taxas de crescimento da população, de progresso tecnológico e de depreciação;

$\ln(alfab)$  – variável explicativa que indica capital humano, representada pelo percentual de pessoas alfabetizadas;

$\beta_0$  – é uma constante, o valor da média da distribuição de  $Y$ ;

$\beta_{1,2 \text{ e } 3}$  – são os coeficientes de inclinação e medem a elasticidade de  $Y$  em relação ao  $X$ , ou seja, a variação percentual em  $Y$  para uma dada variação percentual de  $X$ ;

$\varepsilon$  – representa o erro estocástico, é uma variável aleatória não observável.

A partir do modelo base, o principal avanço em relação ao modelo anterior, está na inclusão de duas variáveis financeiras: a) poupança e b) financiamento. Com a adição do logaritmo neperiano da primeira variável financeira, poupança, foi formado o Modelo (2):

$$\ln(PIBpc)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln(despk)_{i,t} + \beta_2 \ln(txcrep)_{i,t} + \beta_3 \ln(alfab)_{i,t} + \ln(poupan)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Já no Modelo (3), a variável financeira acrescentada ao modelo básico foi o logaritmo neperiano do financiamento.

$$\ln(\text{PIBpc})_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{despk})_{i,t} + \beta_2$$

$$\ln(\text{txcrep})_{i,t} + \beta_3 \ln(\text{alfab})_{i,t} + \ln(\text{financ})_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

As variáveis afetarão o PIBpc de diferentes formas. A despesa de capital deverá relacionar-se de maneira positiva com o PIBpc por ser uma *proxy* que representa o capital físico. Do mesmo modo, as variáveis alfabetizados, poupança e financiamento deverão influenciar positivamente o PIBpc, pois quanto maior for o investimento em despesa de capital, em educação, o acúmulo de poupança e a concessão de financiamento, maior será o PIB *per capita* de um país ou região, como apontou a literatura. Diferentemente, a variável taxa de crescimento da população e a depreciação terão uma relação inversa com o PIBpc dando o limite no qual o PIB precisará crescer para manter o PIBpc.

A estimação em painel colabora no controle das diferenças invariáveis no tempo entre os estados, decorrentes de características não observáveis que removem o viés resultante da correlação entre essas características e as variáveis explicativas. Ressalta-se que no modelo de efeitos fixos, as estimativas são calculadas a partir das diferenças ao longo do tempo, considerando-se então o R<sup>2</sup> dentro do grupo (*within*). Já no modelo de efeitos aleatórios as estimativas incorporam informações não apenas das diferenças observadas dentro do grupo, mas também, ao longo do tempo e geram parâmetros mais eficientes. Nesse caso, toma-se o R<sup>2</sup> total (*overall*), que considera variação não só intra como também intergrupos<sup>7</sup>.

Para verificar a confiabilidade dos modelos da análise em painel, foram analisados os testes de significância “t” de Student e “F”. Para definir entre efeito fixo ou aleatório, utilizou-se o teste de Hausman. O modelo de efeitos aleatórios é válido apenas se o efeito específico do setor não for relacionado com as outras variáveis explicativas. A hipótese nula (H<sub>0</sub>) do teste é que não existem diferenças significativas entre os parâmetros estimados por efeitos fixos (EF) e os estimados por efeitos aleatórios (EA). E deve ser comparado o

valor calculado da estatística ao valor crítico de uma distribuição qui-quadrado.

Caso a hipótese seja rejeitada, haverá uma diferença sistemática, o que requer a inclusão da variável omitida, que é o efeito fixo, sendo então mais apropriada a utilização do modelo de efeitos fixos. Taques et al. (2014) afirmaram que quando não se rejeita a hipótese nula, de não correlação entre os efeitos específicos e as variáveis explicativas, os testes apontam para a conveniência da estimação do modelo de efeitos aleatórios.

A avaliação dos resíduos foi feita por meio dos testes de heterocedasticidade e de autocorrelação. A heterocedasticidade ocorre quando as variâncias não são as mesmas para todas as observações. No teste, a hipótese nula (H<sub>0</sub>) é a afirmação de que há homocedasticidade no modelo. A hipótese será rejeitada caso o valor calculado (gl = a quantidade de estimadores sem a constante) seja menor que o valor qui-quadrado crítico ao nível de 5% ou 10% (GUJARATI; PORTER, 2011).

Segundo Gujarati e Porter (2011), a autocorrelação acontece quando o termo de permutação de uma observação está sofrendo influência de um termo de permutação de outra observação nos resíduos. Para analisar se os dados possuem problemas de autocorrelação, será empregado o teste de Friedman que é válido, pois o tempo é menor que o número de observações (T < N), e aplicada para os níveis de significância de 5% ou 10%. Rejeita-se H<sub>0</sub> quando os resíduos da série temporal são correlacionados.

Na existência de heterocedasticidade e autocorrelação nos dados, serão realizadas as estimativas através do método dos mínimos quadrados generalizados factíveis (FGLS - *feasible generalized least squares*), proposto por Parks (1967). Tal metodologia corrige os erros das estruturas dos dados, gerando coeficientes assintoticamente eficientes e torna os erros padrão não tendenciosos, sendo baseado no processo de estimação dos mínimos quadrados generalizados (GLS) (CRUZ et al., 2015). O método de correção é apropriado quando a composição dos dados possui o T (número de observações temporais) < N (unidades *cross-section*), como foi o caso da base de dados do presente estudo.

## 4.2 Base de dados e descrição das variáveis

A amostra empregada foi constituída de variáveis em nível estadual, para os anos de 1991, 2000 e 2010. Os dados foram obtidos a partir do Insti-

<sup>7</sup> Algumas considerações sobre esse procedimento podem ser encontradas em Forbes (2000).

tuto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e do Banco Central do Brasil (Bacen). Como variável dependente foi utilizado o PIB Estadual *per capita* (Y)<sup>8</sup>. Como variáveis explicativas foram utilizadas: despesa de capital estadual, percentual de pessoas alfabetizadas, soma das taxas de cres-

cimento populacional, poupança e financiamento. As duas últimas foram as variáveis de interesse, enquanto as demais variáveis explicativas funcionam como variáveis de controle. O Quadro 1 apresenta cada variável utilizada, os respectivos sinais esperados e as principais referências teóricas e empíricas.

Quadro 1 – Descrição dos sinais esperados das variáveis

Variável	Descrição e Fonte	Sinal Esperado	Referências
PIBpc (Y)	PIB Estadual <i>per capita</i> - R\$ de 2010 (mil). Fonte: Ipeadata.	n/c	Ferreira e Diniz (1995); Azzoni et al. (2000); Resende e Figueiredo (2005).
Despk (k)	Despesa de capital - estadual - R\$. Fonte: Ipeadata - Ministério da Fazenda - Secretaria do Tesouro Nacional.	+	Firme e Freguglia (2013); Ribeiro (2011).
Pesalfab (h)	O percentual de pessoas alfabetizadas. O percentual de analfabetos foi convertido em percentual de alfabetizados (1 - % analfabetos). Fonte: Ipeadata.	+	Firme e Freguglia (2013).
Txcrep (n+g+δ)	Representa a soma das taxas de crescimento populacional (n), de progresso tecnológico (g) e de depreciação (δ). Fonte: Ipeadata.	-	Firme e Freguglia (2013)
Financ (VF <sub>1</sub> )	Financiamento: são as operações realizadas com destinação específica, vinculadas à comprovação da aplicação dos recursos. Fonte: Bacen.	+	Taques et al. (2014).
Poupan (VF <sub>2</sub> )	Poupança: renda não consumida. Fonte: Bacen.	+	Simonsen (1991).

Fonte: Elaborado pelos autores.

A despesa de capital estadual<sup>9</sup> (K) foi usada como *proxy* para analisar o insumo capital físico. São dados disponibilizados pelo Ministério da Fazenda (Secretaria do Tesouro Nacional)/Ipeadata, para os anos de 1991, 2000 e 2010. Foram convertidos em R\$ de 2010 através do deflator implícito do PIB.

O percentual de pessoas alfabetizadas representa a *proxy* para capital humano. Os dados utilizados, obtidos no Ipeadata, dizem respeito ao percentual de pessoas de 15 ou mais anos de idade que não sabem ler nem escrever um bilhete simples. Para transformar esses dados no percentual de pessoas alfabetizadas, foi feita a diferença da unidade subtraída do percentual de analfabetos, conforme Firme e Freguglia (2013)<sup>10</sup>. A taxa de alfabetização revelou os estados com maior nível de capital humano.

A última variável que compôs o modelo MRW (1992) foi a soma das taxas de crescimento (n+g+δ) que representa a soma da taxa de crescimento populacional (n), do progresso tecnológico<sup>11</sup> (g) e da depreciação<sup>14</sup> (δ). Ou seja, foi adicionado à taxa de crescimento populacional (n) – obtida no Ipeadata/IBGE para as décadas estudadas – o valor da taxa de depreciação e da tecnologia. Segundo Freitas e Almeida (2011), g+δ é igual a 0,05, anualmente. Como essa pesquisa analisa dados entre décadas, como Firme e Freguglia (2013), o valor da taxa de depreciação e da tecnologia passou a ser: (1,05)<sup>10</sup> – 1 = 0,629.

Quanto à definição das variáveis financeiras, compreende-se como primeira a poupança (a renda não consumida) retirada do Banco Central do Brasil para os anos de 1991, 2000 e 2010. Já a segunda foi a *proxy* financiamento, que compreendeu as operações de financiamento imobiliário, agroindustriais e rurais, extraídos do Bacen, somente disponíveis para os anos de 2000 e 2010. Os valores obtidos das duas variáveis corresponderam às operações ocorridas no mês de dezembro de cada ano estudado, pois são cumulativas. Ambas também foram convertidas em R\$ de 2010 através do deflator implícito do PIB.

8 É o PIB Estadual a preços constantes, expressos em R\$ de 2010, dividido pela população.

9 São as despesas destinadas à aquisição ou constituição de bens de capital, considerados e classificados como bens de uso comum do povo, e que integrarão o patrimônio público estadual. Compreende os Investimentos, as Inversões Financeiras e as Transferências de Capital.

10 Firme e Freguglia (2013) apresentaram alguns autores que questionaram o uso da variável “pessoas alfabetizadas”, pois alfabetizado não é aquele que apenas sabe ler, como também aquele com um nível mais elevado de estudo, e esses afirmaram que a média de anos de estudo seria uma melhor variável.

11 O progresso tecnológico é uma variável constante e exógena e a depreciação é uma variável constante.

Tabela 4 – Análise descritiva das variáveis

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Lnpibpc	81	9,358	0,546	8,358	10,977
Lndespck	81	20,934	1,013	19,190	23,873
Lnalfab	81	-0,209	0,138	-0,604	-0,036
Lntxcrep	81	-0,430	0,021	-0,456	-0,321
Lnpoupan	81	21,692	1,641	18,023	25,590
Lnfinanc	54	20,591	1,871	15,820	25,877

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na Tabela 4 foram apresentadas as estatísticas descritivas de cada *proxy* empregada no presente trabalho. Foi possível observar um sumário com o número de observações, médias, desvio padrão e o mínimo e máximo de todas as variáveis.

## 5 ANÁLISE DE RESULTADOS DO EFEITO DO SISTEMA FINANCEIRO SOBRE A PRODUTIVIDADE NO BRASIL

Serão apresentados os resultados das estimações dos três modelos de regressão, por meio dos quais se investigou empiricamente o grau de influência do sistema financeiro sobre o crescimento econômico dos estados do Brasil. A investigação será realizada em dois momentos. Inicialmente, serão mostrados os resultados com a inclusão da variável poupança e, em seguida, com a inclusão da variável financiamento.

### 5.1 Análise dos efeitos da poupança

Os resultados obtidos das estimações foram apresentados na Tabela 5, e comparou-se o modelo básico (1) com o modelo (2) em que foi acrescentada a variável financeira poupança. Ao ser feita a regressão para o efeito fixo e aleatório, aplicou-se o teste de Hausman ( $\text{Prob} > \chi^2 = 0$ ) para verificar qual seria o resultado mais apropriado. Constatando que o efeito fixo seria o melhor a ser utilizado.

Observou-se primeiramente que os sinais das variáveis estavam de acordo com o esperado segundo a teoria. A análise do teste t mostrou que as variáveis que medem o capital humano e o crescimento da população foram significativas ao nível de 1%. Já a *proxy* de capital físico foi não significativa. É importante ressaltar que essa variável não levou em consideração a despesa de capital do setor privado, e sim somente a despesa do setor público.

O teste F apresentou resultados significantes da equação ( $F = 36,1$ ), maior que o F crítico. Os resultados do coeficiente de determinação  $R^2$  ajustado mostraram que as variáveis explicativas explicam 87% dos resultados. No modelo também foi testada a existência de heterocedasticidade e autocorrelação. Percebeu-se que o modelo não apresentou heterocedasticidade ( $\text{Prob} > \chi^2 = 0$ ), pois não se rejeitou  $H_0$ . Já o para a autocorrelação, o teste de Friedman comprovou a sua existência nos dados, visto que a probabilidade associada foi diferente de zero (0,78). Para a correção do problema, o modelo 1 foi estimado através do método FGLS. Na nova estimação, a variável despesa de capital apareceu significativa ao nível de 1%. E todas as variáveis explicativas aumentaram sua influência sobre o PIB *per capita* em relação ao modelo sem correção.

Tabela 5 – Estados do Brasil – Estimativas efeitos fixos das variáveis e correções - Modelos (1) e (2), 1991, 2000 e 2010

Variável	Modelo 1		Modelo 2
	Efeitos Fixos	Correção FGLS	Correção FGLS
Constante	6,370***	5,416***	1,938***
	(1,328)	(0,623)	(0,724)
Despesa de Capital	0,080	0,096***	0,115***
	(0,052)	(0,025)	(0,021)
Percentual de Pessoas Alfabetizadas	1,394***	1,442***	0,241
	(0,297)	(0,139)	(0,213)
Soma das Taxas de Crescimento Populacional	-3,706***	-5,375***	-2,346**
	(1,322)	(0,979)	(0,933)
Poupança			0,205***
			(0,030)
Nº Observ.	81	81	81
R <sup>2</sup>	0,871		
Teste F	36,1		
Heterocedasticidade (Prob>chi2)	0		
Friedman (Pr)	0,7809		

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: Os números entre parênteses representam os desvios padrão dos estimadores. Os resultados são significativos a 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*). No R2 Ajustado, considerou-se o valor intragrupo no modelo de efeitos fixos e o valor total no modelo de efeitos aleatórios.

Quanto à avaliação da influência das finanças, as estimativas foram realizadas através do modelo

2 que acrescentou no modelo básico a variável poupança. Da mesma forma que no modelo anterior, constatou-se, na estimativa por efeitos fixos, que não existiu heterocedasticidade ( $\text{Prob}>\chi^2=0$ ) nos dados, mas sim autocorrelação ( $\text{Pr} = 0,98$ ). Para a correção do erro de autocorrelação nos dados, como anteriormente, o modelo 2 foi estimado através do FGLS. As equações foram novamente regredidas e os resultados foram expostos na Tabela 5.

No modelo (2) os estimadores estiveram com magnitude compatível com os resultados da estimativa por FGLS, no modelo 1, mantendo os mesmos sinais da estimativa anterior. Embora a variável ‘pessoas alfabetizadas’ tenha perdido significância, os resultados apontaram a influência significativa das outras variáveis sobre o crescimento dos estados. No caso da poupança, uma elevação em 10%, conseguirá impactar o crescimento da produtividade em 2,1%. Ressalta-se, que a importância da poupança em um estado específico pode não ser facilmente medida, já que a acumulação de recursos pode não ser usada como investimento no mesmo estado/região de origem.

A caderneta de poupança é a principal fonte de *funding* para o crédito imobiliário, já que o Sistema Financeiro Nacional (SFN) regulamenta que as instituições financeiras devem destinar ao menos 65% da sua captação para empréstimos habitacionais. O que faz com que a poupança (parcela do salário não consumida) seja essencial para os bancos comerciais e, conseqüentemente, para o sistema financeiro, pois é a principal fonte de recursos para investimentos financeiros, tanto para a habitação, quanto para a agroindústria e a zona rural, que corroborarão para a melhora da renda da população dos estados do Brasil, como também para um desenvolvimento econômico do país a longo prazo.

## 5.2 Análise dos efeitos do financiamento

A inclusão da variável financiamento, seguindo procedimentos similares ao da seção anterior, foi realizada a partir do modelo 3, que também foi comparado ao modelo básico (1). A Tabela 6 apresenta os resultados da estimação do modelo 3 para o efeito fixo, considerando a indicação do teste de Hausman ( $\text{Prob}>\chi^2 = 0,03$ ), já estimados por FGLS. Pois observou-se, na estimação inicial desse modelo, a inexistência de heterocedasticidade ( $\text{Prob}>\chi^2 = 0$ ), no entanto a autocorrelação foi

confirmada, segundo o teste de Friedman ( $\text{Pr} = 1$ ), por isso foi corrigido pela estimação FGLS.

Tabela 6 – Estados do Brasil – Estimativas efeitos fixos das variáveis e correções - Modelos (1) e (3), 1991, 2000 e 2010

Variável	Modelo 1		Modelo 3
	Efeito Fixo	Correção FGLS	Correção FGLS
Constante	6,370***	5,416***	4,505***
	(1,328)	(0,623)	(0,144)
Despesa de Capital	0,080	0,096***	0,017***
	(0,052)	(0,025)	(0,003)
Percentual de Pessoas Alfabetizadas	1,394***	1,442***	2,785***
	(0,297)	(0,139)	(-0,096)
Soma das Taxas de Crescimento Populacional	-3,706***	-5,375***	-8,107***
	(1,322)	(0,979)	(0,351)
Financiamento			0,083***
			(0,006)
Nº Observ.	81	81	54
R <sup>2</sup>	0,871		
Teste F	36,1		
Heterocedasticidade ( $\text{Prob}>\chi^2$ )	0		
Friedman (Pr)	0,7809		

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: Os números entre parênteses representam os desvios padrão dos estimadores. Os resultados são significativos a 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*). No R<sup>2</sup> Ajustado, considerou-se o valor intragrupo no modelo de efeitos fixos e o valor total no modelo de efeitos aleatórios.

Foi perceptível que todas as variáveis apresentaram sinais conforme o esperado. A estimação por FGLS apresentou resultados significativos para todas as variáveis ao nível de 1%. O teste F mostrou que o modelo foi significativo e o coeficiente de determinação R<sup>2</sup> ajustado comprovou que as variáveis explicam 95% do crescimento econômico. Os resultados mostraram que a *proxy* financiamento exerceu influência sobre o crescimento da economia em 0,83% (impacto de 10%), confirmando o efeito positivo e significativo sobre esse.

O financiamento é importante para que as empresas promovam seus projetos e inovações, contribuindo para o crescimento da economia estadual e nacional, por meio dos vários setores da economia, gerando empregos e aumento da renda. Possibilita variações na renda agregada e, conseqüentemente, variação da poupança das famílias, o que provocará uma elevação nos recursos necessários para a con-

cessão de empréstimos para os investimentos na economia. Ou seja, um prolongamento do ciclo do crescimento econômico no longo prazo.

Os resultados apresentados nessa seção corroboram o que se apregoa na literatura econômica, acerca da relação positiva entre a expansão das finanças e o crescimento econômico, conforme resultados de Simonsen (1991), Trew (2014) e Taques et al. (2014). Tanto a poupança como o financiamento apresentaram estimadores positivos e significativos em relação ao desempenho econômico dos estados brasileiros.

No caso da poupança, deve-se observar a existência de vazamentos, fazendo com que o recurso gerado em um determinado estado possa ser utilizado em outro. Assim, mesmo apresentando um estimador menor que a poupança, considera-se o financiamento como a principal variável que colabora para o crescimento econômico, tendo em vista o seu papel sobre o investimento direto na respectiva localidade.

## 6 CONCLUSÃO

O presente estudo teve o propósito de analisar a relação entre o sistema financeiro e o crescimento econômico, fundamentado teoricamente em estudos que ratificaram essa associação e com base empírica no modelo de Firme e Freguglia (2013) e Mankiw, Romer e Weil (1992). Como resultados teóricos, foi perceptível que a literatura econômica já discutia a existência da relação positiva entre o sistema financeiro e o crescimento da economia.

Ao abordar o ambiente econômico-financeiro no Brasil, nas últimas décadas, chamou atenção, por exemplo, a participação da região Nordeste no PIB nacional, mantendo-se na terceira colocação, desde 1991, com 13,4%. Mas o Nordeste foi a segunda região com o maior percentual de participação no volume total de poupança do Brasil, apresentando tendência de expansão ao longo das décadas. Já em termos do volume do financiamento, verificou-se uma redução na participação da região, que ocupou apenas a quarta colocação nesse quesito.

Para a análise empírica dos dados, foram utilizados fatores determinantes do crescimento econômico e do sistema financeiro, para o período de 1991, 2000 e 2010. Empregou-se o PIB *per capita* como variável dependente. E como variáveis explicativas foram utilizadas duas variáveis financeiras,

a poupança e o financiamento, além de despesa de capital, pessoas alfabetizadas e a taxa de crescimento populacional, como variáveis de controle. Os dados foram estimados por meio de três modelos. O primeiro foi o modelo básico utilizado por Firme e Fregulia (2013). No segundo modelo, foi acrescentado o log da variável financeira poupança. E no terceiro, acrescentou-se o log da variável financiamento ao modelo básico.

Os resultados mostraram que houve um efeito positivo e significativo da poupança sobre o PIB *per capita* dos estados brasileiros. Do mesmo modo, o financiamento influenciou positivamente e significativamente o crescimento econômico dos estados. O que ratificou a parte teórica da literatura econômica que defende a influência positiva das finanças sobre o crescimento.

No primeiro caso, embora haja a possibilidade de transferência de renda entre os estados, deve-se ressaltar a importância da poupança como principal fonte de *funding* para o crédito imobiliário. Sua influência incide diretamente no segmento da indústria da construção, que apresenta capacidade considerável de encadear o crescimento em outras atividades. Já o financiamento é importante por apresentar uma ação direta no investimento que as empresas realizam em projetos e inovações, influenciando o desenvolvimento da economia estadual e nacional, com menor espaço para vazamentos de renda entre os estados.

Considerando os resultados encontrados na literatura econômica, que destacaram a associação positiva entre o funcionamento do sistema financeiro e o crescimento econômico de longo prazo, em Levine (1997), King e Levine (1993), Taques et al. (2014), Trew (2014) e Firme e Freguglia (2013), e os achados do presente trabalho, que seguem na mesma direção, é importante buscar-se medidas para um incremento do volume de financiamento em regiões menos desenvolvidas como o Nordeste. Tais medidas constituem uma forma de dar suporte ao incremento do desenvolvimento das regiões.

Para consolidar as análises apresentadas no presente estudo, uma agenda de pesquisas futuras pode ser efetuada para realizar o alongamento do painel temporal, à medida que haja maior disponibilidade de dados. Bem como uma ampliação da análise para verificar essa influência em nível municipal.

## REFERÊNCIAS

- ANDRADE, C. M. C. **Crédito e crescimento econômico** - uma análise da relevância dos tipos de crédito no Brasil. 2009. 156 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Minas Gerais/Cedeplar, Belo Horizonte/MG, 2009.
- AZZONI, C. R. et al. **Geography and income convergence among Brazilian states**. Washington: Inter-American Development Bank, 30 p. (Research Network Working papers, R-395), 2000.
- BACEN – BANCO CENTRAL DO BRASIL. 2014. Estatística bancária mensal por município - **ESTBAN**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 18 out. 2014.
- BACEN – BANCO CENTRAL DO BRASIL. 2013. **BC implanta recomendações de Basileia III**, 2013. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pt-br/Paginas/banco-central-implanta-recomendacoes-de-basileia-iii-1-3-2013.aspx>>. Acesso em: 19 abr. 2015.
- BECKER, G. S. **Human capital a theoretical and empirical analysis, with special reference to education**. New York: 1st edition, Columbia University Press, 1964.
- CRUZ, I. S. et al. Fatores de influência do PIB *per capita* dos estados brasileiros: uma análise de painel com o uso dos métodos PCSE e FGLS (1991-2009). **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 33, n. 63, p. 277-301, mar. 2015.
- CURADO, M. Uma avaliação da economia brasileira no Governo Lula. **Economia & Tecnologia**, ano 07, Volume Especial, p. 91-104, 2011.
- FELABAN. Bancarização e inclusão financeira no Brasil. **III Congresso Latino Americano de bancarização e Microfinanças**. Jun/2011. Disponível em: <<http://www.febraban.org.br/7Rof7SWg6qmyvwJcFwF7I0aSDf9jyV/sitefebraban/BANCARIZA%C7%C3O%20-%20III%20Congresso%20Latino%20Americano%20de%20bancariza%E7%E3o%20e%20Microfinan%E7as%20%20FELABAN%20%20JUNHO%202011%20%20FINAL.pdf>>. Acesso em: 15 jan. 2015.
- FERREIRA, A. H. B.; DINIZ, C. C. Convergência entre as rendas *per capita* estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 15, n. 4(60), p. 38-56, out/dez. 1995.
- FIGUERÊDO, L.; RESENDE, G. M. **Caederno Econômico BDMG: crescimento econômico em Minas Gerais, 1970-2010**. Belo Horizonte, n. 22, p.1-99, abr. 2013.
- FIRME, V. A. C.; FREGUGLIA, R. S. Análise do crescimento dos municípios brasileiros utilizando dados em painel e controles espaciais sobre o modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992) para o período de 1980 a 2010. In: XIX FÓRUM BNB / XVIII ANPEC NORDESTE, 18., 2013, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza, jul/2013. Disponível em: <[http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2013/docs/2013\\_ss3\\_mesa2\\_analise\\_crescimento\\_municipios\\_brasileiros\\_utilizando\\_dados\\_painel.pdf](http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2013/docs/2013_ss3_mesa2_analise_crescimento_municipios_brasileiros_utilizando_dados_painel.pdf)>. Acesso em: 28 ago. 2014.
- FORBES, K. J. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American Economic Review**, v. 90, n. 4, p. 869-887, sep. 2000.
- FREITAS, M. V. e ALMEIDA, E. S. Existe realmente convergência de renda entre países? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 39., 2011, Paraná. **Anais...** Paraná, dez/2011. Disponível em: <<https://www.anpec.org.br/encontro/2011/inscricao/arquivos/341-56d11c6f6c65ac611537d-03626ba880b.pdf>>. Acesso em: 19 abr. 2015.
- GOLDSMITH, R. W. **Financial structure and development**. Yale University Press, New Haven, CT, 1969.
- GUJARATI, D. N.; POTER, D. C. **Econometria básica**. Porto Alegre: 5.ed. Bookman, 2011.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. 2014. Disponível em: <[www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>. Acesso em: 18 ago. 2014.
- IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. 2014. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 19 ago. 2014.

- JONES, C. I. **Introdução à teoria do crescimento econômico**. Rio de Janeiro: 2.ed. Campus, 2000. KEYNES, J. M. The ex-ante theory of the rate of interest. **Economic Journal**, v. 47, n. 188, p.663-669, dec. 1937.
- KING, R. G.; LEVINE, R. Finance and growth: Schumpeter might be right, **Quarterly Journal of Economics**, v. 108, n. 3, p. 717-38, 1993.
- LEVINE, R. Financial development and economic growth: views and agenda. **Journal of Economic Literature**, v. 35, n. 2, p. 688-726, jun. 1997.
- MANKIW, N. G., ROMER, D., WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.
- MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. LXVI, n. 4, p. 281-302, 1958.
- MISHKIN, F. **Moedas, bancos e mercados financeiros**. 5.ed. Rio de Janeiro: LTC, 2000.
- PARKS, R. Efficient estimation of a system of regression equations when disturbances are both serially and contemporaneously correlated. **Journal of the American Statistical Association**, v. 62, n. 318, p. 500-509, jun. 1967.
- RESENDE, G. M.; FIGUEIREDO, L. **Testes de robustez: uma aplicação para os determinantes das taxas de crescimento do Produto Interno Bruto per capita dos Estados Brasileiros**. Texto para discussão nº 1.124. Ipea. Brasília, out. 2005. Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com\\_content&view=article&id=4300](http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4300)>. Acesso em: 30 ago. 2014.
- RIBEIRO, E. C. B. A. **Convergência de renda local entre os municípios brasileiros para o período 2000 a 2005**. 2011. 140 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora/MG, 2011.
- ROBINSON, J. The generalization of the general theory. In: **The rate of interest and other essays**. London: Macmillan, 1952.
- SCHULTZ, T. W. **O valor econômico da educação**. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1964. SCHUMPETER, J. A. **Teoria do desenvolvimento econômico: uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico**. (Os Economistas) (Edição original: 1911). São Paulo: Nova Cultural, 1982. SHAW, E. S. Financial deepening in economic development. **The Journal of Finance**, v. 29, n. 4, p. 1.345-1.348, sep. 1974.
- SILVA, E. N.; PORTO JUNIOR, S. S. Sistema financeiro e crescimento econômico: uma aplicação de regressão quantílica. **Economia Aplicada**. Ribeirão Preto, v. 10, n. 3, p. 425-442, set. 2006. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1413-80502006000300007&lng=pt&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-80502006000300007&lng=pt&nrm=iso)>. Acesso em: 30 ago. 2014.
- SIMONSEN, M. H. Poupança e crescimento econômico. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 45, n. 1, p. 3-39, jan/mar. 1991.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, feb. 1956.
- STUDART, R. The efficiency of financial systems, liberalization, and economic development. **Journal of Post-Keynesian Economics**, v. 18, n. 2, p. 269-292, winter, 1995-96.
- TAQUES, F. H. et al. Crescimento econômico e mercado de crédito: evidências empíricas para os estados brasileiros. In: ENCONTRO DE ECONOMIA BAIANA, 10., 2014, Salvador. **Anais...** Salvador: UFBA, set.2014. Disponível em: <<http://www.eeb.sei.ba.gov.br/2014-2/>>. Acesso em: 19 abr. 2015.
- TREW, A. Finance and balanced growth. **Macroeconomic dynamics**. Cambridge University Press 2013, v. 18, n. 4, p. 883-898, jun. 2014.
- VIANA, G.; LIMA, J. F. Capital humano e crescimento econômico. **Interações (Campo Grande)**. Campo Grande. 2010, v. 11, n. 2, pp.137-148, dec. 2010. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1518-70122010000200003>>. Acesso em: 20 mar. 2015.



## MERCADO RELEVANTE E O EXERCÍCIO DO PODER DE COMPRADOR: UMA ANÁLISE NA CADEIA PRODUTIVA DE CARNE BOVINA BRASILEIRA ENTRE 2004 E 2014

### Relevant market and the exercise of buyer power: an analysis in the Brazilian beef production chain between 2004 and 2014

**Andréia Moreira da Fonseca Boechat**

Economista. Doutorado em Economia (UEM). Professora do Centro Universitário Maringá e da Universidade Norte do Paraná. amfboechat@gmail.com

**José Luiz Parré**

Eng. Agrônomo. Doutorado em Economia Aplicada (Esalq/USP). Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. Bolsista Produtividade em Pesquisa-CNPq. jlparre@uem.br

---

**Resumo:** A partir da década de 1990, a cadeia produtiva de carne bovina brasileira vem passando por inúmeras mudanças, que fizeram com que as empresas criassem novas estratégias, dentre elas, as fusões e aquisições que ocorrem no setor de abate e que o deixaram mais concentrado, possibilitando que os frigoríficos exerçam poder de comprador via redução do preço pago pelo boi gordo. Assim, o presente estudo tem como objetivo identificar a existência do exercício do poder de comprador entre frigoríficos e pecuaristas da cadeia produtiva de carne bovina brasileira, e o impacto deste exercício sobre o preço pago pelo boi gordo. Para atingir o objetivo, a metodologia foi dividida em duas etapas: primeiro foi delimitado o mercado relevante pela dimensão geográfica, utilizando o conceito multidisciplinar de Polígonos de Thiessen (1911) no qual foram selecionados três mercados com base no número de empresas atuantes, e na sequência foi verificado o comportamento do preço nos mercados escolhidos para identificar o exercício do poder de comprador. Concluindo que existe poder de comprador na cadeia produtiva de carne bovina brasileira, sendo o exercício maior em mercados mais concentrados, via preço mais baixo pago aos pecuaristas pelo boi gordo.

**Palavras-chave:** Bovinos; Polígonos de Thiessen; Preço.

**Abstract:** Since the 1990s, a Brazilian beef production chain has undergone changes in greenhouse gases, causing companies to create new strategies, such as mergers and acquisitions that have no slaughtering sector and have left it more concentrated, enabling the slaughterhouses to exercise buyer power through reduction of the price paid by the bullock. Thus, the present study aims to identify the existence of buyer power exercise between slaughterhouses and cattle farmers in the Brazilian beef production chain, and the impact on the price paid by the beef cattle. (1911), three markets were not selected based on numbers of operating companies and following a new process of determining the market value of the geographic area. It verified the behavior of the market price for the identification of the exercise of buyer power. Concluding that there is buyer power in the Brazilian beef production chain, the largest exercise being in more concentrated markets, through the lower price paid to cattle farmers for the cattle.

**Keywords:** Cattle; Polygons Thiessen; Price.

## 1 INTRODUÇÃO

No início dos anos de 1990 a economia brasileira passou por duas grandes mudanças que foram a abertura comércio no início da década e a estabilização econômica com o lançamento do Plano Real em 1994. Estas mudanças afetaram significativamente a estrutura de diversos setores econômicos por meio de alterações no fluxo comercial de certos produtos e, principalmente, no grau de concorrência. Com isto, as empresas sentiram necessidade de criar estratégias para fazer frente ao novo contexto econômico. Dentre as estratégias estão as fusões e aquisições que ocorreram em praticamente todos os setores econômicos, principalmente, a partir dos anos 2000, incluindo no setor de abate de bovinos.

Em relação ao segmento de abate de bovinos, de acordo com o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) no ano de 2014 a estrutura da indústria brasileira de abate de gado era composta por 172 plantas frigoríficas registradas no Sistema de Inspeção Federal (SIF) em todo o território nacional. Sendo que 79 unidades de abate pertencem a três empresas distintas que são responsáveis por 35% do abate de bovinos no país (ROCHA, 2011).

Por outro lado não houve alterações significativas na quantidade de produtores de gado nas últimas décadas, o que pode ser comprovado com base nas informações dos dois últimos Censos Agropecuários, que constatou em 1995 a existência de 2.698.197 propriedades que criavam gado de corte no Brasil e em 2006 o total era de 2.650.595 estabelecimentos (IBGE, 2006). Além do número de estabelecimentos que criam gado de corte no Brasil, o rebanho de mais de metade dos pecuaristas, tanto em 1995 quanto em 2006, variava entre 10 e 99 animais, sendo considerados pequenos se comparados ao mercado de gado vivo.

Com base no exposto, percebe-se a possibilidade da indústria frigorífica exercer poder de comprador, já que existem grandes e modernos frigoríficos adquirindo gado de pequenos produtores rurais em todo o país. Portanto, é necessário analisar o exercício do poder de compra que os frigoríficos podem exercer sobre os pecuaristas. E caso este poder seja exercido, e apesar de tal poder agir diretamente sobre os produtores, toda a cadeia produtiva da carne bovina pode sofrer consequên-

cias. Dentre os impactos estão a redução da produção e das vendas do boi gordo, o que reflete na comercialização da carne bovina, fazendo com que os preços se elevem e o bem-estar do consumidor, futuramente, seja reduzido (SEXTON; ZHANG, 2000). Neste sentido, Dobson et. al (2001) afirmam que uma das formas de o poder de comprador ser exercido é via preço mais baixo pago pelos compradores.

Diante do notório e com base na definição de Dobson et. al (2001) para exercício de poder de comprador, surge o seguinte problema de pesquisa: Em mercados mais concentrados as unidades de abate de bovinos registradas no Sistema de Inspeção Federal (SIF) exercem poder de comprador sobre os pecuaristas no Brasil, de forma a impactar no preço pago pelo boi gordo?

Para responder ao problema de pesquisa, o objetivo do estudo é identificar a existência do exercício do poder de comprador entre frigoríficos e pecuaristas em três mercados distintos da cadeia produtiva de carne bovina brasileira via preço mais baixo pago pelo boi gordo nos mercados selecionados.

## 2 PODER DE COMPRADOR

Apesar dos grandes e poderosos compradores serem encontrados em diversos mercados, pouco se discute na literatura econômica, e os órgãos que julgam concentrações horizontais e verticais não têm grande preocupação, com a existência e, principalmente, com o exercício do poder de comprador, especialmente levando em consideração a análise empírica de este poder (DOBSON et. al, 2001). Em geral, a discussão é acerca da possibilidade do exercício do poder de mercado. Em outras palavras, na maioria das vezes são verificadas as relações à jusante e não a montante de uma cadeia produtiva.

O fato de a preocupação ser maior com as consequências do exercício do poder de mercado é, de acordo com Ragazzo e Machado (2013), em função da existência de uma relação mais direta e visível entre o bem ou serviço fornecido e a possibilidade que a redução da competição gera, como aumento nos preços e ou perda da qualidade e de incentivo à inovação. Portanto, o poder do comprador é um aspecto importante na análise da concorrência, uma vez que os grandes compradores podem disciplinar a política de preços dos vendedores (EUROPEAN COMMISSION, 2002).

Neste sentido Carstensen (2012) afirma que a preocupação com o poder de compra tem origem no fato econômico de que o comprador é o agente “decisivo” na possibilidade da compra, ou seja, é o comprador quem decidirá efetivar a compra e de qual vendedor irá comprar. Já o vendedor poderá aceitar a oferta ou esperar outro comprador, esta decisão dependerá, dentre outros fatores, do número de compradores e vendedores do mercado.

Apesar da sua importância, o poder de compra é raramente definido precisamente, mas Noll (2005) procura defini-lo com uma circunstância em que a demanda do mercado está suficientemente concentrada e o poder de comprador pode ser exercido quando o comprador tem capacidade de extrair descontos nas transações por meio da compra de insumos a preços mais baixos do que em uma situação competitiva. Neste sentido, Inderst e Shaffer (2008) observam que o problema da compra a preços mais baixos, é que os compradores grandes são capazes de reduzir seus custos de compra de matéria-prima e extrair melhores condições de negociação. Assim, o termo de troca que um comprador grande consegue negociar não se aplica aos pequenos compradores (MILLS, 2010), criando distorções no mercado.

Entretanto como afirmam Azevedo e Politi (2008) a análise de concorrência implica na delimitação apropriada do mercado relevante no qual ocorre a competição entre as empresas, as suas fronteiras geográficas e as características dos produtos que o compõem, o que é feito via delimitação do mercado relevante pelas dimensões geográfica e produto.

O primeiro depende da discriminação de preços e da localização dos fornecedores e ou dos clientes (MERGER GUIDELINES, 2010), e pode ser definido como uma área geográfica para qual a venda de um determinado produto ou conjunto de produtos é economicamente viável (GUIA PARA ANÁLISE ECONÔMICA DE ATOS DE CONCENTRAÇÃO HORIZONTAL, 2001). Já pela dimensão produto, a proposta de Carlton e Perloff (2000) é que a delimitação envolva a análise da finalidade, tipo de uso e aplicação do produto; julgamento dos agentes participantes do mercado; histórico de compra dos clientes; costumes da região, características físicas, comerciais e técnicas dos produtos.

### 3 O SETOR BRASILEIRO DE ABATE DE BOVINOS

Os dados das plantas de frigoríficos de bovinos registradas no Sistema de Inspeção Federal demonstram a existência de 172 unidades de abate e 80 empresas de abate, sendo que empresa com o maior frigorífico brasileiro tanto em número de abate quanto de capacidade total diária, no qual o estudo chamou de “A” possui 47 plantas, representando 27,33% do total, seguida pelas empresas “B” e “C” com 22 e 10 unidades respectivamente. Os demais frigoríficos são responsáveis por uma a duas plantas. Em termos de capacidade de abate diário a empresa “A” detém 50,81% da capacidade diária total brasileira, seguida pelas empresas “B” e “C” com 19,16% e 10,98% respectivamente, conforme pode ser visto no Quadro 1.

Quadro 1 – Composição da estrutura de abate de bovinos no Brasil

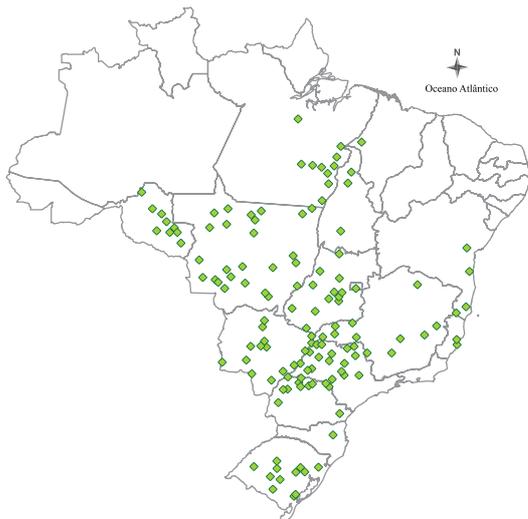
Empresa	Número de plantas frigoríficas	Distribuição Percentual	Capacidade de abate/dia	Distribuição percentual
A	47	27,33%	55.000	50,81%
B	22	12,79%	20.730	19,16%
C	10	5,81%	11.880	10,98%
D	4	2,33%	3.850	3,56%
E	3	1,74%	2.600	2,40%
F	3	1,74%	2.000	1,85%
Outras	83	48,26%	12.159	11,24%
Total	172	100%	108.219	100%

Fonte: Elaborado pelos autores (2016) com base nos dados disponibilizados no MAPA (2014).

Outro dado que chama a atenção é a localização das plantas frigoríficas que, apesar do Brasil ser composto por 26 Unidades Federativas e um Dis-

trito Federal, as unidades de abate sob registro do SIF estão distribuídas em 15 estados brasileiros, conforme Mapa 1.

Mapa 1 – Localização das plantas frigoríficas por estado brasileiro



Fonte: Elaborado pelos autores (2016) a partir do software ArgGis 10.22.

Como pode ser observado no Mapa 1, as plantas frigoríficas estão concentradas em certos Estados, como em Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e São Paulo no qual estão 32, 24 e 24 unidades respectivamente. Este fato pode ser explicado em razão de que as empresas procuram se localizar perto dos produtores rurais com objetivo de reduzir os custos de transporte. Por outro lado, Estados como Acre, Santa Catarina, Espírito Santo e Bahia possuem poucas unidades de abate, e maior parte dos Estados da região Nordeste e parte da Norte não possuem frigoríficos com SIF.

## 4 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Nesta seção serão apresentados os procedimentos metodológicos utilizados para análise do comportamento do preço da arroba do boi gordo entre janeiro de 2004 e dezembro de 2014.

### 4.1 Dimensão geográfica: os polígonos de Thiessen

O método de Thiessen é indicado quando não existe uma distribuição uniforme no interior de uma área (LIMA, 2008), tendo como objetivo, como afirma Carnascialli (2010), estabelecer relações de proximidade entre agentes econômicos, como, por exemplo, empresas com seus fornecedores, concorrentes e/ou consumidores. Neste sen-

tido, Park (2012) acrescenta que os polígonos de Thiessen indicam a área de influência de cada conjunto de pontos. De acordo com o mesmo autor, o polígono baseia-se no pressuposto de que uma determinada área está mais próxima de certo ponto do que de outros pontos.

Assim, para Mu (2009), os polígonos de Thiessen associam todos os locais em um espaço bidimensional (2D) com o membro mais próximo de um ponto de ajuste em relação à distância euclidiana<sup>1</sup>. Em outras palavras, é um método de proximidade espacial, sendo um importante tópico de estudo da localização geográfica de um ponto, determinando assim, sua área de abrangência. Pennerstorfer e Weiss (2013) acrescentam que os polígonos de Thiessen definem uma área em torno de cada local, de forma que todos os pontos nesta área são mais próximos a este local do que para qualquer outro local.

Então, como apresentam Ohya, Iri e Murota (1984), para um conjunto de “n” pontos  $P_i = (i = 1, \dots, n)$  no plano euclidiano  $R_{2n}$ , o polígono de Thiessen de P é definido por

$$V_n(P_i) = \cap ((P \in R^2) | d(P, P_i) < d(P, P_j) \quad (1)$$

No qual: “d” indica a distância euclidiana

$V_n(P_i)$  ( $i = 1, \dots, n$ ) é chamado de Polígono de Thiessen

$P_i$  e  $P_j$  são chamados de contíguo em  $V_n$  se seu Polígono de Thiessen  $V_n(P_i)$  e  $V_n(P_j)$  tem uma aresta limite em comum.

Pennerstorfer e Weiss (2013) consideram dois locais como concorrentes diretos se estes locais forem adjacentes, ou seja, se  $V_n(P_i)$  e  $V_n(P_j)$  possuírem uma área em comum. Esta situação acontece, segundo Pennerstorfer e Weiss (2013), em duas circunstâncias: se ambos os locais não foram controlados pela mesma firma; e se ambos os locais forem vizinhos.

Desse modo, supondo que existem duas empresas (A e B) e cinco plantas frigoríficas, sendo três controladas pela firma A e duas pela firma B, distribuídas em um determinado mercado da seguinte forma:

<sup>1</sup> Distância euclidiana é um termo matemático utilizado para calcular a distância entre dois pontos (LINDEN, 2009). Sendo representada por  $d_{ab} = [\sum_{j=1}^p (X_{aj} - X_{bj})^2]^{1/2}$

A1	B1	A2	B2	A3
----	----	----	----	----

As empresas vizinhas são concorrentes diretas, fato este que faz com que a competição seja acirrada, conforme Quadro 2.

Quadro 2 – Relação entre as empresas e suas concorrentes diretas

Empresa	Concorrentes diretos
A1	B1
B1	A1 e A2
A2	B1 e B2
B2	A2 e A3
A3	B2

Fonte: Elaborado pelos autores (2016) a partir de Pennerstorfer; Weisse (2013).

Dada a situação apresentada e de acordo com o conceito de polígonos de Thiessen a unidade A1 concorre diretamente com a B1; a B1 concorre com A1 e A2, e assim sucessivamente. Agora, supondo que existem três mercados (1, 2 e 3), quatro plantas frigoríficas que pertencem a quatro firmas (A, B, C, D), e cada mercado tem a seguinte distribuição das plantas frigoríficas:

Mercado 1:				
A1	B1	C	B2	A2
Mercado 2:				
B1	A1	C	A2	B2
Mercado 3:				
B1	A1	D	A2	B2

Analisando cada um dos três mercados apresentados anteriormente, e considerando o efeito da aquisição da firma C pela firma A, o impacto gerado sobre o preço será diferente para cada um dos três mercados analisados. Os mercados 1 e 2 são direta e distintamente afetados pela aquisição, que foram chamados por Pennerstorfer e Weiss (2013) de grupos de tratamento. No mercado 1, provavelmente, não haverá aumento de preços, pois não houve aumento da aglomeração espacial. Já no mercado 2, há aumento da aglomeração espacial e redução da concorrência, tendendo assim a uma redução de preço pago ao pecuarista. A nova situação é apresentada a seguir.

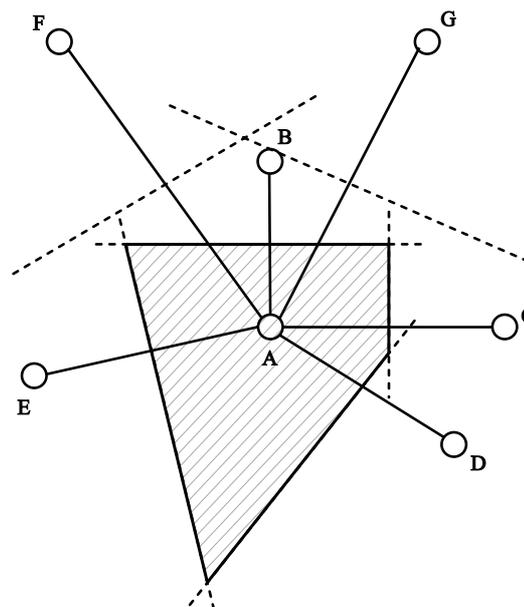
Mercado 1:				
A1	B1	A	B2	A2
Mercado 2:				
B1	A1	A	A2	B2

Já o impacto da aquisição da firma C pela firma A no mercado 3 é diferente, já que como a firma C não atuava no mercado não haverá aumento da aglomeração espacial e, conseqüentemente, do preço.

#### 4.1.1 Construindo os polígonos de Thiessen

Os polígonos de Thiessen são construídos conforme figura 1.

Figura 1– Construção dos polígonos de Thiessen

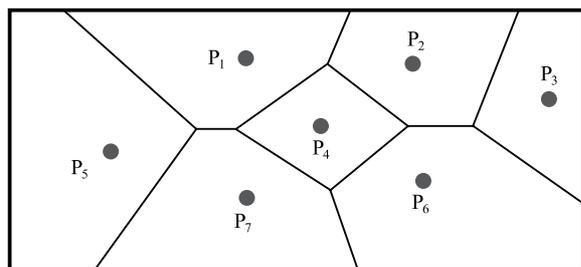


Fonte: Pennertorfer e Weiss (2013, p. ).

Para construir o polígono de Thiessen em torno do ponto “A” uma linha perpendicular bissetora é traçada entre o ponto “A” e qualquer outra localização, por exemplo, pontos “B”, “C”, “D”, “E”, “F” e “G”. Em cada direção, as bissetrizes mais próximas formam um polígono em torno do ponto “A”, formando o chamado polígono de Thiessen. Assim, os polígonos de Thiessen que foram construídos em torno dos pontos “A” e “B”, partilham uma fronteira comum, sendo chamados de “Thiessen-vizinhos”. Por outro lado, os polígonos construídos em torno dos pontos “A” e “F” não são adjacentes, pois não possuem área em comum, não sendo, portanto, vizinhos.

Após a construção de cada polígono de Thiessen a partir de um ponto P, chega-se ao conjunto de localização de cada ponto gerador, formando o diagrama de Thiessen, ou seja, cada localização está associada com, pelo menos, um ponto gerador, conforme Figura 2.

Figura 2 – Diagrama de Thiessen



Fonte: Silva e Bacha (2011, p. ).

Analisando a Figura 2, observa-se que cada polígono possui arestas, que são definidas por Silva e Bacha (2011) como o conjunto de locais que podem ser atribuídos a mais de um ponto gerador. Brassel e Reif (1979) observam que, como tradicionalmente os polígonos de Thiessen são construídos por computação perpendicular bissector entre todos os pontos vizinhos, o problema principal é definir os vizinhos de cada conjunto de pontos.

Para Pennerstorfer e Weisse (2013), as vantagens da abordagem alternativa dos polígonos de Thiessen são: estão estritamente relacionados com a literatura teórica que assume que a concorrência é direta entre locais próximos; são flexíveis quando se considera áreas diferentemente povoadas e gera maiores mercados geográficos em regiões rurais com pequeno número de fornecedores; usam informações detalhadas sobre a localização de todas as firmas dentro do limite do mercado; as medidas de aglomeração espacial baseada em Thiessen superam, claramente, as medidas alternativas de concentração de mercado local; são uma base útil para a construção de uma medida de aglomeração espacial.

## 4.2 Dimensão produto

Com base na proposta de Carlton e Perloff (2000) para a delimitação do mercado relevante pela dimensão produto, o presente estudo considerou o “boi gordo” como produto, pois, apesar da carne bovina ter produtos substitutos como as carnes de ave e suína, as características físicas, comerciais e técnicas da criação e abate do gado de corte são diferentes dos demais tipos de animais.

## 4.3 Identificando o poder de comprador

Após a delimitação do mercado relevante, a segunda etapa é identificar o exercício do poder de comprador que os frigoríficos de bovinos exer-

cem sobre os pecuaristas, levando em consideração variações no preço pago pelos frigoríficos aos pecuaristas pelo boi gordo. Para isto, alguns testes estatísticos precisam ser efetuados.

### 4.3.1 Teste de estacionariedade das séries

Bueno (2011) afirma que as séries temporais podem ser estacionárias ou não estacionárias, e por isto, é preciso verificar se as séries em análise são estacionárias, pois caso não forem, podem conduzir a problemas de regressões espúrias, ou seja, quando o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) é muito alto sem que as variáveis se relacionem de forma significativa, ou verdadeira. Então, uma série estacionária é aquela que flutua em torno de uma mesma média, diferente da série não estacionária, que pode ter natureza determinística, quando o componente aleatório extraído de uma distribuição normal flutua em torno de uma tendência temporal, e estocástica, que se move em torno de médias flutuantes (BUENO, 2011).

Assim “a forma de estimação econométrica depende de como classificar essas séries, se estacionárias ou não (BUENO, 2011, p.3)”, portanto a preocupação inicial é determinar a estacionariedade ou não do modelo proposto, e com isto a existência ou não, de raiz unitária. Considerando o modelo:

$$Y_t = y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

No qual:  $u_t$ - termo do erro estocástico (ruído branco) com média zero, variância constante e não autocorrelacionado.

Se,  $y_{t-1} = 1$  a série é não estacionária.

$y_{t-1} \neq 1$  a série é estacionária

Alternativamente, a expressão (2) pode ser representada como:

$$\Delta Y_t = (p-1)Y_{t-1} + u_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Se  $\delta = 0$ :

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad (4)$$

As primeiras diferenças de uma série temporal com caminho aleatório ( $=u$ ) são uma série temporal estacionária, por outro lado, como observa Gu-

jarati (2010), se uma série temporal for diferenciada uma vez e a série diferenciada for estacionária, a série original é integrada de ordem 1, o que é indicada por I(1).

Para saber se uma série é estacionária ou não, e a ordem de integração, testes estatísticos deverão ser feitos. Entre eles:

**a) Dickey-Fuller** – Criado por Dickey e Fuller (1979; 1981) tem como base o seguinte modelo:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Tendo como hipótese nula  $H_0: \phi \neq 1$  e hipótese alternativa:  $\phi = 1$

A restrição do teste Dickey-Fuller é que ele considera o erro um ruído branco, porém, como observa Gujarati (2010), o erro é um processo estacionário como qualquer outro, e assim, pode causar distorções no poder do teste.

**b) Dickey-Fuller aumentado (ADF)** – utilizado em casos nos quais os erros são correlacionados, e é conduzido por aumento das equações do teste Dickey-Fuller devido ao acréscimo dos valores defasados da variável dependente.

Para testar a presença ou não de raiz unitária, foi utilizado o teste ADF desenvolvido por Dickey-Fuller (1981) de acordo com a expressão (6):

$$\Delta Y_t = \beta + \delta T + \gamma Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

No qual: Y a série de preços;  $\beta$  é a constante; T é tendência e  $\Delta$  é o operador de diferença.

A hipótese nula é que a série é não estacionária (existe raiz unitária), e a hipótese alternativa é que é a série é estacionária (não existe raiz unitária). O número de termos defasados é muitas vezes, de acordo com Gujarati (2010), determinado empiricamente.

**c) Phillips-Perron (PP)** – surgiu da ideia de testar os coeficientes do processo, fazendo uma correção não paramétrica ao teste Dickey-Fuller, permitindo que seja consistente mesmo que existam variáveis defasadas dependentes e correção serial nos erros (BUENO, 2011). Tendo como expressão:

$$\hat{Z}_{t,u} = \hat{\sigma}_u \left( \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\theta}} \right) - \frac{1}{2} \left[ \frac{\hat{\theta}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\theta} \sqrt{T}^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2} \right] \quad (7)$$

A hipótese nula é que a série é não estacionária, e a hipótese alternativa é que a série é estacionária.

**d) Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)** – um dos problemas do teste de raiz unitária Dickey-Fuller (1979; 1981) é o baixo poder na presença de um componente de médias móveis perto do círculo unitário (BUENO, 2011). Por esta razão, o teste KPSS foi desenvolvido em 1992, e fornece hipóteses contrárias dos testes citados anteriormente. O teste KPSS considera como hipótese nula que a série é estacionária e a hipótese alternativa é que a série é não estacionária.

Assim, a estatística do teste é dada pela expressão (8):

$$LM = \sum_{t=1}^N \frac{S_t^2}{N^2 \hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad (8)$$

#### 4.3.2 Cointegração das séries

O segundo passo da análise de séries temporais é verificar se as séries possuem a mesma ordem de integração, para isto é utilizado o teste de cointegração que procura identificar se duas ou mais variáveis integradas, de mesma ordem, possuem relação de equilíbrio no longo prazo (SACHS; PINATTI, 2008). Neste caso, mesmo que as séries não sejam estacionárias elas podem apresentar tendência conjunta de longo prazo.

Para verificar a existência de cointegração, o presente estudo optou pela abordagem de Johansen (1988), porque além de revelar a existência ou não de cointegração, permite obter o número de vetores de cointegração entre as variáveis. Este processo, segundo Dantas e Weydmann (2009) é construído um modelo VAR, que pode ser descrito como:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (9)$$

No qual: X é o vetor das “n” variáveis de mesma ordem.

$A_0$  é a matriz de interceptos “n” x 1.

$A_i$  é matriz de coeficientes n x n

$\varepsilon_t$  é o vetor de termos de erros n x 1.

Segundo Dantas e Weydmann (2009) o primeiro passo para realizar o teste de Johansen é determinar a ordem de defasagem<sup>2</sup> da variável depen-

2 Foi utilizado o Critério de Akaike (AIC) para determinar o número de defasagens.

dente, pois este procedimento tem como hipótese que com a introdução de um número suficiente de defasagens é possível obter uma estrutura de resíduos estacionários. Na sequência, é preciso observar o termo que contém os componentes da velocidade de ajustamento dos parâmetros no curto prazo, e a matriz de coeficientes de cointegração no longo prazo.

São duas as formas de análise do teste de Johansen, ambas levando em consideração a razão de verossimilhança: teste do traço e teste máximo valor. Para desenvolver este estudo optou-se pelo método do teste do traço, que é representado:

$$\lambda trace = -T \sum_{i=r+1}^p 1 - \hat{\lambda}_i \quad (10)$$

O teste tem como hipótese nula que o número de vetores de cointegração é  $r \leq p$  (não cointegradas), e a hipótese alternativa é que  $r = n$  (cointegradas). Caso o valor da estatística  $\lambda trace$  for maior do que o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula.

#### 4.4 Fonte e natureza dos dados

A presente pesquisa utilizará como fonte de dados as 172 unidades frigoríficas registradas pelo Serviço de Inspeção Federal (SIF) do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), no ano de 2014. Esta amostra foi escolhida em razão da obrigatoriedade, segundo a Lei nº 1.283/50, dos estabelecimentos que façam comércio interestadual, e ou internacional serem fiscalizados, e, portanto, registrados, no Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Além disto, o registro do Sistema de Inspeção Federal (SIF) é uma barreira à entrada de novos competidores (FREITAS, SOUZA NETO; SCALCO, 2014), e é uma condição necessária, mas não suficiente para que o poder de comprador seja exercido (CHEN, 2007). Outro motivo da escolha da mostra é porque as plantas frigoríficas registradas no SIF são maiores, o que permite aos frigoríficos explorar os benefícios da economia de escala (FREITAS, SOUZA NETO; SCALCO, 2014), e, portanto, conseguem aumentar a produção e reduzir o custo médio.

Para delimitação do mercado relevante pela dimensão geográfica, o estudo utilizou como variável a localização geográfica dos estabelecimentos, ou seja, latitude e longitude de cada planta frigorí-

fica. A localização exata foi encontrada com base nos endereços cadastrados no Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) no ano de 2014, a partir do site *Batchgeo*, pertencente ao grupo Google. Com base na localização, os pontos de localização foram criados e sobrepostos no mapa no Brasil dividido por Estado disponível no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Na sequência, três mercados distintos foram escolhidos para a identificação do exercício do poder de comprador.

Após a delimitação do mercado relevante e a seleção dos mercados, o comportamento do preço pago pelo boi gordo ao produtor rural em cada mercado foi analisado. Para isto, foi utilizado o preço real do boi gordo nas praças no qual cada planta frigorífica está localizada, com periodicidade mensal, de janeiro de 2004 a dezembro de 2014, totalizando 132 observações. Os preços nominais foram encontrados no ANUALPEC dos anos de 2008 e 2015, e foram deflacionados pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), elaborado Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), tendo como base janeiro de 2004.

O período de análise do preço foi delimitado em razão de que no ano de 2004 o Brasil se consagrou como o maior exportador de carne bovina do mundo, e a partir de 2005 aumentou os casos de aquisições de plantas frigoríficas no país e no exterior, com o maior número de aquisições em 2007, ano no qual o maior frigorífico do mundo passa a ser brasileiro, o que afetaria o preço pago aos pecuaristas pelo boi gordo nos anos seguintes.

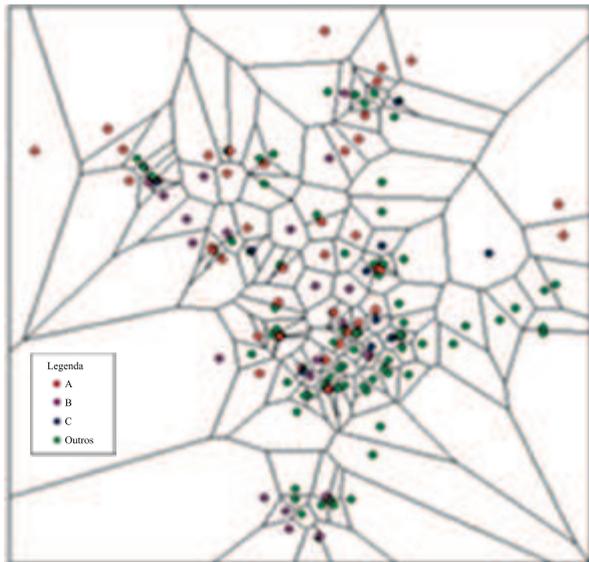
## 5 RESULTADOS E DISCURSÃO

Nesta seção serão apresentados e discutidos os resultados da pesquisa.

### 5.1 Delimitação do mercado relevante: polígonos de Thiessen

Com o método dos polígonos de Thiessen, pretende-se determinar a área de atuação das unidades de abate de bovinos com o objetivo de estabelecer a diferenciação dos tipos de mercados. Para isto, utilizou-se a localização das plantas frigoríficas, e assim foram definidos os pontos geradores, conforme pode ser observado na Figura 3.

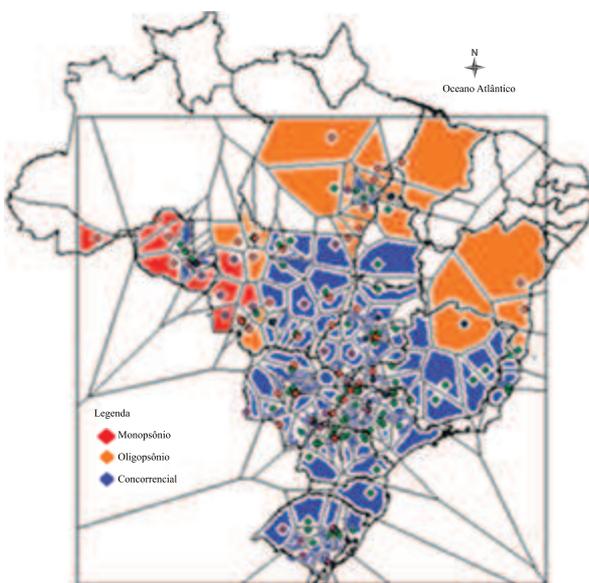
Figura 3 – Polígonos de Thiessen dos frigoríficos registrado no SIF no ano de 2014



Fonte: Elaborada pelos autores a partir do *software* ArcGis 10.22 (2016).

Na sequência, os polígonos de Thiessen criados foram sobrepostos no mapa do Brasil, conforme Mapa 2.

Mapa 2 – Polígonos de Thiessen sobrepostos no mapa dos estados brasileiros (2014)



Fonte: Elaborado pelos autores a partir do *software* ArcGis 10.22 (2016).

Ao analisar o Mapa 2, constata-se que existem 172 polígonos de Thiessen no Brasil, sendo um polígono para cada unidade de abate. Assim, com base nas premissas do conceito de polígonos de Thiessen, parte-se do pressuposto que apenas as unidades de abate vizinhas são concorrentes, e definindo-se

os pontos geradores a partir das plantas frigoríficas localizadas nas principais praças do boi gordo, o setor brasileiro de abate de bovinos de corte é composto por 28 mercados pela dimensão geográfica.

Utilizando como base o número de empresas concorrentes em cada um dos mercados, constata-se que dois mercados são considerados monopsonistas, nos quais as duas maiores empresas tanto em número de plantas quanto em capacidade de abate do setor atuam. Os mercados monopsonistas estão localizados em Rondônia e no norte do estado de Mato Grosso. Outros seis mercados são considerados oligopsonistas, pois estão localizados nas regiões Norte e Nordeste, em que sua principal característica é que os maiores frigoríficos fazem parte do mesmo mercado que frigoríficos menores. Esta circunstância que pode ser observada no mercado oligopsonista localizado na fronteira entre os estados do Mato Grosso e Rondônia, do qual pertencem quatro unidades de abate: sendo três da maior empresa concorrendo com uma unidade de pequeno porte, em termos de número de plantas frigoríficas.

A mesma situação ocorre com os mercados oligopsonistas no Pará e Maranhão, nos quais empresas grandes atuam nas mesmas dimensões geográficas de empresas menores. Nesta região, existem três mercados oligopsonistas que atuam lado a lado. Apesar dessa proximidade, as unidades de abate não podem ser consideradas concorrentes, já que não dividem a mesma aresta, e, portanto, não são vizinhas. Os mercados citados anteriormente estão ao redor de um mercado concorrencial, composto por diferentes empresas menores se comparadas ao mercado de abate como um todo. Assim, percebe-se que as maiores empresas do ramo estão procurando se localizar perto dos pecuaristas e ao redor de empresas menores.

Além disto, o setor de abate de bovinos brasileiro é composto por vinte mercados concorrenciais, que estão localizados em regiões tradicionais de abate de bovinos, como os estados das regiões Centro-Oeste e Sul e São Paulo, além do estado de Minas Gerais. Porém, no Rio Grande do Sul, 35,77% dos frigoríficos pertencem a uma única empresa e, principalmente, no extremo Sul, no qual apenas uma única empresa domina e detém parte significativa da capacidade de abate.

Analisando o número de empresas distintas, percebe-se que o abate de bovinos no Brasil está concentrado nas três maiores empresas, sendo que

esta concentração não é tão presente nas regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste, onde existe grande número de empresas com uma ou duas plantas. Além disto, nas regiões Norte e Nordeste o abate é concentrado nas empresas “A”, “B” e “C”, o que indica a tendência do setor de abate de bovinos ser concentrado em certos mercados, sendo o primeiro indício para a possibilidade do exercício do poder de comprador. Porém, somente a liderança da empresa “A”, não confirma o exercício ou, pelo menos, a existência do poder de comprador, sendo necessária uma análise mais aprofundada.

Apesar da maior parte dos mercados de abate bovino no Brasil, 71,43% serem concorrenciais, o aumento dos casos de fusões e aquisições que ocorrem no setor, e, conseqüentemente, o número de plantas frigoríficas e a capacidade de abate das três maiores empresas, mesmo nesses mercados, há possibilidade do exercício do poder de comprador.

## 5.2 Seleção dos mercados

Após a delimitação da dimensão geográfica foram considerados três mercados que o presente estudo chamou de mercados monopsonista (apenas uma única empresa atua), o oligopsonista (três empresas atuam), e o concorrencial (quatro empresas distintas fazem parte). É importante observar que, apesar de não serem mercados localizados nas maiores regiões produtoras, eles foram eleitos em razão:

- i. De o estudo considerar as estruturas de mercados no qual cada unidade de abate pertence, os mercados foram definidos em função do número de empresas distintas atuantes, o que impacta no grau de concorrência e o preço pago pelo boi gordo.
- ii. O mercado monopsonista foi escolhido em razão da planta localizada no município de Rio Branco ser a única no estado do Acre, e de não ter nenhuma unidade de abate registrada no Sistema de Inspeção Federal no estado vizinho, o Amazonas.
- iii. O mercado oligopsonista foi selecionado por ter as únicas plantas frigoríficas com SIF no litoral da região Nordeste.
- iv. O mercado concorrencial<sup>3</sup> foi definido em razão de estar localizado na região Sul, e próximo aos maiores mercados do país.

3 À época da coleta de dados, a planta frigorífica localizada no município de Maringá estava em funcionamento.

- v. Disponibilidade de dados de acordo com as estruturas de mercado.

A relação dos mercados selecionados e as respectivas composições podem ser visualizadas no Quadro 3.

Quadro 3 – Mercados selecionados para identificar o exercício do poder de comprador.

Mercado	Número de empresas	Localização das plantas frigoríficas	Região formadora de preço
Monopsônio	1	Rio Branco (AC), Ariquemes (RO), São Miguel do Guaporé (RO) e Porto Velho (RO)	Porto Velho (RO)
Oligopsônio	3	Itapetinga (BA), Amargosa (BA), Janaúba (MG) e Teixeira Freitas (BA)	Bahia
Concorrencial	4	Maringá (PR), Cambira (PR), Nova Esperança (PR) e Paiçandu (PR)	Maringá (PR)

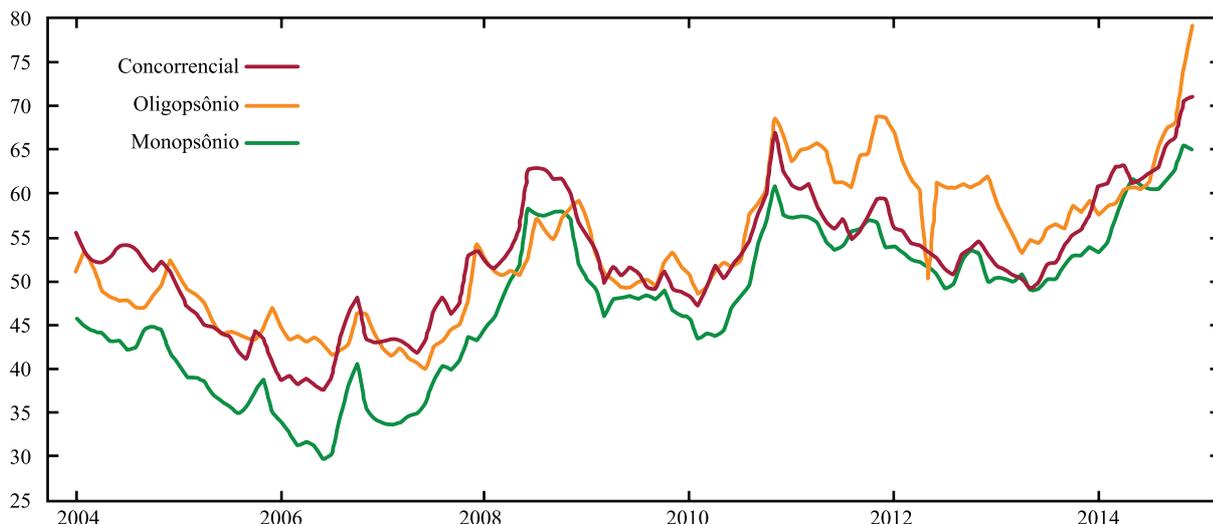
Fonte: Elaborado pelos autores (2015).

O mercado 1 é composto por quatro unidades de abate da empresa “A” sendo caracterizado como um monopsônio, por apenas uma empresa atuar nele. Já o mercado 2 é composto por quatro unidades de abate pertencentes a três empresas distintas, duas plantas frigoríficas da empresa “A”, uma da empresa “C” e uma de “outras” empresas, localizadas nas cidades de Itapetinga (BA), Amargosa (BA), Janaúba (MG) e Teixeira Freitas (BA), sendo este mercado caracterizado como um oligopsônio. E o mercado 3 é composto por quatro unidades de abate pertencentes a quatro empresas diferentes, tendo como ponto inicial a unidade localizada na cidade de Maringá (PR), este mercado é caracterizado como concorrencial.

## 5.3 Análise do comportamento do preço

Após a seleção dos mercados, foi analisado o comportamento do preço médio deflacionado em cada mercado, percebendo-se que os preços variam de acordo com o número de empresas atuantes, conforme Gráfico 1.

Gráfico 1 – Comportamento do preço nos mercados selecionados



Fonte: Elaborado pelos autores (2016) com base dos dados na pesquisa (2015).

Como pode ser observado no Gráfico 1, as séries de preço do boi gordo comportam-se de forma similar, em termos de variação do preço em todo período analisado, no qual o preço reduziu entre 2004 e 2007, aumentando de 2008 a 2010, e voltando a reduzir, e assim sucessivamente. Em outras palavras, independente do número de empresas atuantes no mercado, o preço oscila a cada três anos, aproximadamente. Este comportamento é chamado de ciclo da pecuária, no qual é caracterizado por flutuações dos preços do gado com períodos de baixa e outros de alta nos preços, que se repetem ao longo do tempo.

Neste sentido, Martins, Pinatti e Igreja (2013) explicam que o ciclo da pecuária é causado pelo aumento da oferta de boi gordo, fazendo com que os preços dos bois gordo (com mais intensidade) e magro, bezerras e matrizes reduzam. Com isso, o criador perde parte da receita, e é levado a vender as matrizes para abate, agravando o desequilíbrio entre oferta e demanda do boi. Esse desequilíbrio faz com que o preço do boi reduza ainda mais. Como as matrizes são abatidas, a reposição do animal fica comprometida, fazendo com que a oferta reduza e o preço do boi aumente, recomeçando o ciclo (MARTINS, PINATTI, IGREJA, 2013). E esta situação pode ser observada, claramente, no comportamento de preços no Gráfico 1, no qual no período analisado ocorreram três ciclos completos e um quarto ciclo é iniciado.

Em termos da relação preço pago e estrutura de mercado, constata-se que no mercado monopsonista o preço pago ao produtor rural pelo boi gordo foi menor do que em mercados com concorrência

maior em todo o período analisado. Este fato vai ao encontro da hipótese do estudo, que afirma que em mercados mais concentrados as empresas pagam preços mais baixos pelo boi gordo. Por outro lado, quando existem mais de uma empresa, sejam três ou mais, o preço pago ao pecuarista varia conforme o período, ou seja, em alguns períodos analisados o preço no mercado oligopsonista é mais alto do que no mercado concorrencial, e vice-versa. Esse comportamento pode ser explicado dentre outros fatores, pela capacidade de abate das plantas frigoríficas de cada um dos mercados.

Assim, pode-se alegar que o comportamento das séries de preços apresentadas é um indício do exercício de poder de comprador, pois para que o poder de compra possa ser exercido é preciso que o preço pago seja mais baixo em mercados concentrados do que em mercados concorrenciais. Diferente quando a análise é para exercício de poder de mercado, em que a existência se configura, dentre outras formas, com a cobrança de preços mais altos cobrados dos consumidores.

A próxima etapa consiste em apresentar a estatística descritiva, conforme Tabela 1.

Tabela 1 – Estatística descritiva da série de preços selecionados

Mercado	OBS	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Monopsonista	132	47.50	8.60833	29.69	65.55
Oligopsonista	132	53.69	8.133862	39.85	79.26
Concorrencial	132	52.37	7.130213	37.52	71.04

Fonte: Elaborada pelos autores com base dos dados disponíveis via software Stata 11 (2016).

Analisando a Tabela 1, entende-se que existe uma diferença no preço médio pago ao produtor rural pelo boi gordo em cada um dos mercados. O preço médio no mercado monopsonista é praticamente 12% menor do que o no mercado oligopsonista e 9% mais baixo do que no mercado concorrencial. Já comparando o preço médio entre os mercados oligopsonista e concorrencial, a diferença de preços é de 3% mais alto no mercado oligopsonista.

A situação se agrava quando se verificam os preços mínimo e máximo praticados nos mercados selecionados, no qual o preço mínimo no mercado monopsonista é 28% e 21% menor do que o preço mais baixo pago nos mercados oligopsonista e concorrencial, respectivamente. Já o preço máximo do mercado monopsonista é 17% e 8% menor do que nos mercados oligopsonista e concorrencial, respectivamente.

Assim, a princípio pode-se constatar que o exercício do poder de comprador é maior em mercados monopsonistas, por outro lado, apesar do mercado oligopsonista ser composto por três empresas, o exercício de compra do gado é menor do que no mercado com quatro empresas. Este fato pode ser explicado em função da capacidade de abate das unidades frigoríficas localizadas nessas localidades, quantidade ofertada do insumo, e /ou pelo custo de frete, variáveis estas que serão analisadas na próxima seção, assim como o impacto sobre preço do boi gordo.

Porém, somente analisar o comportamento do preço da arroba do boi gordo é uma condição necessária, mas não suficiente para comprovar o exercício do poder de comprador. Neste sentido, testes estatísticos são necessários para confirmar a impressão visual.

### 5.3.1 Teste de estacionariedade das séries de preços

Para verificar o comportamento dos preços nos mercados selecionados deve-se determinar a estacionariedade das séries, e para isso, foram efetuados testes formais, como os testes Dickey-Fuller (DF), Phillips Perron (PP), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS) em nível e primeira diferença. O critério de informação de Akaike foi utilizado para determinar o número de defasagens apropriado conforme Tabela 2.

Tabela 2 – Número de defasagens apropriadas em cada mercado selecionado

Mercado	Lags	AIC
Monopsonista	2	3.99099*
Oligopsonista	1	4.67296*
Concorrencial	2	4.19193*

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

\*Significativo a 1%

Ao implementar os testes em nível, a hipótese nula de que as séries são não estacionárias foi aceita no três mercados por todos os testes estatísticos efetuados, constatando-se que em nível as séries possuem raiz unitária. O próximo passo foi verificar a aceitação da hipótese de raiz unitária em primeira diferença, e neste caso a hipótese nula de que as séries tem raiz unitária foi rejeitada nos três mercados. Portanto, as séries são integradas de ordem 1, ou seja,  $I(1)$ , conforme Tabela 3.

Tabela 3 – Resultados dos testes de raiz unitária para os mercados selecionados

Mercado	Lag	Testes			
		DF	PP	KPSS	ADF
<b>Variável em nível</b>					
Monopsonista	2	-2.040*	-0.712*	2.86519*	0.566768*
Oligopsonista	1	-1.877*	-0.351*	4.39392*	0.936353*
Concorrencial	2	-1.630*	-0.887*	1.91921*	0.527379*
<b>Em primeira diferença</b>					
Monopsonista	2	-1.035	0.645	0.158113	-8.62365
Oligopsonista	1	-0.269	0.932	0.205335	-11.0621
Concorrencial	2	-1.243	0.485	0.227994	-9.28832

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa (2015).

\*Significativo a 1%

### 5.3.2 Cointegração das séries

Como as séries são integradas de ordem 1, testes de cointegração foram feitos com objetivo de verificar a existência da relação de longo prazo entre os mercados monopsonista, oligopsonista e concorrencial. Para atingir o objetivo, o presente estudo optou pelo teste de cointegração de Johansen (1988) e a hipótese nula é que não há vetor de cointegração, e, portanto, o *rank* é igual a zero, conforme Tabela 4.

Tabela 4 – Resultado do teste de cointegração de Johansen

Mercados	Hipótese	Estatística Traço	Valor crítico (1%)	Estatística Traço	Valor crítico (5%)
Monopsônio	R > 0	13.9609*	20.04	16.3754	15.41
Oligopsônio	R = 1	0.4371	6.65	0.4785	3.76
Monopsônio	R > 0	12.5540*	20.04	14.8941	15.41
Concorrencial	R = 1	0.0532	6.65	1.0022	3.76
Oligopsônio	R > 0	11.0796*	20.04	11.2529	15.71
Concorrencial	R = 1	0.4173	6.65	0.4646	3.76

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

O teste de cointegração de Johansen foi efetuado para identificar se os diferentes tipos de mercado obtidos pelo método dos polígonos de Thiessen estão cointegrados. Assim, aceitou-se a hipótese nula de que as séries do preço do boi gordo nos mercados monopsonista, oligopsonista e concorrencial não são cointegradas, pois a estatística traço é menor do que o valor crítico ao nível de significância de 1%. Por outro lado, ao nível de significância de 5%, constatou-se que há, pelo menos, um vetor de cointegração entre os mercados monopsonista e oligopsonista, pois a estatística traço é maior do que o valor crítico (16.37 > 15.41). Já em relação à integração dos mercados monopsonista e concorrencial, e oligopsonista e concorrencial a hipótese nula que não há integração entre as séries é rejeitada.

Assim, percebe-se que, apesar do preço médio pago pelo boi gordo no mercado concorrencial, ele tem uma dinâmica própria, sem relação com os demais mercados. Outra conclusão é que, de acordo com o teste Johansen, os mercados monopsonista e oligopsonista são integrantes. Porém, especificamente no presente estudo, este fato não procede devido à distância de mais de 2600 km no qual os mercados são separados.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Foi certificado que o exercício do poder de comprador está presente no setor de abate de bovinos brasileiro nos mercados mais concentrados, no qual apenas uma única empresa atua, e o impacto desse exercício é em preços mais baixos que os frigoríficos pagam aos pecuaristas pelo boi gordo. Por outro lado, o estudo não constatou diferença significativa na variação de preços entre os mercados menos concentrados, como o oligopsonista e o concorrencial. Portanto, conclui-se que em alguns locais o mercado de abate brasileiro é competitivo e em outros, é concentrado, podendo impactar a dinâmica de toda a cadeia produtiva daquelas dimensões geográficas. Sendo assim, o tema precisa

de maior atenção das autoridades antitruste, pois, apesar de o poder de compra ser exercido diretamente sobre os produtores, ele impacta toda a cadeia produtiva, elevando os preços, reduzindo a competitividade da cadeia, e conseqüentemente, diminuindo o bem-estar social.

A limitação do estudo consiste no fato da análise ter sido feita em três mercados, em função da disponibilidade de dados. Porém, o trabalho é inovador ao inserir o espaço na delimitação do mercado relevante em termos geográficos, e abre caminho para novas análises nos mercados não abordados no estudo e nos demais setores econômicos.

## REFERÊNCIAS

- ANUALPEC. **Anuário da Pecuária Brasileira**. São Paulo: Instituto FNP, 2013.
- ANUALPEC. **Anuário da Pecuária Brasileira**. São Paulo: Instituto FNP, 2008.
- AZEVEDO, P. F.; POLITI, R. B. Concorrência e estratégia de precificação no sistema agroindustrial do leite. **Rev. Economia de Sociologia Rural**, v. 46, n. 3, p. 767-802, 2008.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage, 2011.
- BRASSEL, K. E.; REIF, D. A procedure to generate Thiessen polygons. **Geographical Analysis**, Ohio, v. 11, n. 3, p. 289-303, 1979.
- CARLTON, D.; PERLOFF, J. M. **Modern industrial organization**. 4.ed. Prentice Hall, 2000.
- CARNASCIALLI, A. M. S. **Determinação de áreas de abrangência de pontos pelo Diagrama de Voronoi com obstáculos**. Tese (Doutorado em Ciências Geodésicas) – Universidade Federal do Paraná, UFPR, 2010.

- CARSTENSEN, P. C. Buyer power and the horizontal merger guidelines: minor progress on an important issue. **Univ. of Pennsylvania Journal of Business Law**, Pennsylvania, v.14, 2012.
- CHEN, Z. Buyer power: economic theory and antitrust policy. **Research in Law and Economics**, v. 22, p. 17-40, Elsevier: Estados Unidos, 2007.
- DANTAS, F.; WEYDMANN, C. L. Carne de frango: uma análise da relação entre os preços dos produtores e de exportação. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 7, n.1, p. 31-53, 2009.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with root. **Econometrica**, New York, v. 49, n. 4, p. 1.057-1.073, 1981.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.
- DOBSON, P. et al. Buyer power and its impact on competition in the food retail distribution sector of the Europe Union. **Journal of Industry, Competition and Trade**, v. 1, n. 3. p. 217-281, 2001.
- GUJARATI, D. **Econometria básica**. Tradução de Maria José Cyhlar Monteiro, 5.ed., Rio de Janeiro: Elsevier, 2010, p. 812.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário 2006**: resultados preliminares. Rio de Janeiro: 2006. p. 1-146.
- \_\_\_\_\_. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Banco de dados agregados**: Movimento pecuário de bovinos no ano de 2006, nos estabelecimentos agropecuários, por condição do produtor em relação às terras. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/protabl.asp?c=923&z=t&o=24&i=P>> Acesso em: 24 ago. 2015.
- \_\_\_\_\_. Sistema IBGE de recuperação automática: SIDRA: **Pesquisa Trimestral de Abate de Animais**. Disponível em <<https://sidra.ibge.gov.br/home/abate/brasil>> Acesso em: 20 nov. 2013.
- INDERST, R.; SHAFFER, G. Buyer power in merger control. **Competition law and policy**, Oxford, v. 2, p. 1.611-1.635, 2008.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-54, 1988.
- LIMA, W. P. Hidrologia florestal aplicada ao manejo de bacias hidrográficas. Piracicaba: Esalq, 2008. MARTINS, S. S.; PINATTI, E.; IGREJA, A. C. M. Cadeia produtiva de pecuária de corte paulista no período 1954 a 2008: evolução de preços, ciclos pecuários e margens de lucro brutas dos seus segmentos. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 51., Belém. **Anais...** Belém: Sober, 2013.
- MILLS, D. E. Buyer power and industry structure. **Review of Industrial Organization**, Springer, p. 213-225, 2010.
- MAPA – MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. Base de dados/Sistema de Inspeção Federal. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br>> Acesso em: 16 dez. 2014.
- MU, L. Thiessen polygon. **International Encyclopedia of Human Geography**, p. 231- 236, 2009.
- NOLL, R. G. “Buyer power” and economic policy. Stanford Institute of Economic Policy, Stanford, mar. 2005.
- OHYA, T.; IRI, M.; MUROTA, K. Improvements of the incremental method for the Voronoi diagram with computational comparison of various algorithms, **J. OPER, RE., SOC. JAPAN**, Tokio, v. 27, n. 4, p. 306-336, 1984.
- PENNERSTORFER, D.; WEISS, C. Spatial clustering and market power: evidence from the retail gasoline market. **Regional Science and Urban Economics**, n. 43, p. 661-675, 2013.
- RAGAZZO, C. E. J.; MACHADO, K. M. The CADE and purchasing power in the agricultural sector. **Economic Analysis of Law Review**, Brasília, v. 4, n. 2, p. 295, 2013.

ROCHA, A. A. Cresce a participação de JBS, Marfrig e Minerva no volume de abates, **Beef Point**: 2011. Disponível em <<http://www.beefpoint.com.br/cadeia-produtiva/giro-do-boi/cresce-a-participacao-de-jbs-marfrig-e-minerva-no-volume-de-abates-71174>>. Acesso em: 01 ago. 2013.

SACHS, R. C. C. ; PINATTI, E. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista, no período de 1995 a 2006. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 5, n. 3, 2008.

SCALCO, P. R.; BRAGA, M. J. Measuring the degree of oligoposony power in the brazilian raw milk market. **International Food and Agribusiness Management Review**, v. 17, Issue 2, 2014.

SEXTON, R. J.; ZHANG, M. An assessment of market power in the u,s, food industry and its impact on consumers. CONFERENCE ON THE AMERICAN CONSUMER AND THE CHANGING STRUCTURE IN THE FOOD SYSTEM, Arlington, Virginia: 2000.

SILVA, R. R.; BACHA, C. J. C. Polígonos de Vonoroi como alternativa aos problemas das áreas mínimas comparáveis: uma análise das mudanças populacionais na região Norte do Brasil. **Revista Brasileira de Estatística Populacional**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p.133-151, jan/jun 2011.

THIESSEN, A. H. Precipitation averages for large áreas. **Monthly Weather Review**, New York, v. 39, n. 7, 1911.



## EFICIÊNCIA DOS PRODUTORES FRUTÍCOLAS EM PETROLINA: UMA ANÁLISE DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA

### Fruits producers' efficiency in Petrolina: an analysis of stochastic frontier

**Gerrio dos Santos Barbosa**

Economista. Doutorando em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB). gerriosantos@gmail.com

**Edward Martins Costa**

Economista. Doutor em Economia. Prof. do Maer/UFC. edwardcosta@ufc.br

**Jair Andrade Araújo**

Engenheiro de Pesca. Doutor em Economia. Prof. do Maer/UFC. Pesquisador de Produtividade do CNPq. jarajujoce@gmail.com

**Gescilene dos Santos Barbosa**

Bacharel em Finanças. Mestre em Economia. gescilenebarbosa@gmail.com

**Resumo:** O objetivo deste estudo é mensurar a eficiência alocativa em 62 propriedades que cultivam fruticultura no perímetro irrigado Nilo Coelho, em Petrolina, no estado de Pernambuco. Para o alcance desta finalidade, foi utilizado o método paramétrico de fronteira estocástica com ineficiência técnica, usando a função de produção do tipo Cobb-Douglas. Os resultados da estimação apontaram termos estatísticos e sinal positivo para a área irrigada, gasto com mão de obra e insumos com elasticidades significantes. No entanto, enquanto área total, tem sinal negativo. Observou-se que a área irrigada e o gasto com mão de obra, respectivamente, apresentam elasticidades mais elevadas em relação ao valor da produção de frutícolas, de 0,63% e 0,41%. Assim foi possível verificar que o perímetro é intensivo em área irrigada e trabalho. Em relação aos gastos com água, a ineficiência da firma é reduzida em torno de 37%. Ademais, quando se compara os sete produtores próximos *versus* os sete distantes da fronteira eficiente, respectivamente, verificou-se uma média de eficiência de 0,78 e 0,20. Por fim, conclui-se que os produtores do perímetro, no geral, alocam seus fatores de produção de forma ineficiente.

**Palavras-chave:** Fronteira; Ineficiência; Cobb-Douglas.

**Abstract:** The objective of this study is to measure the allocative efficiency in 62 properties that grow fruit trees in the Nilo Coelho irrigated perimeter, in Petrolina, state of Pernambuco. For this, the parametric frontier stochastic method with technical inefficiency is used, using the Cobb-Douglas production function. The results of the estimation point to the irrigated area, spent on labor and inputs with statistically significant elasticities and positive sign, while total area has a negative sign. It is observed that the irrigated area and the labor expense, respectively, present higher elasticities in relation to the value of the fruit production, of 0.63% and 0.41%, in this way, it can be verified That the perimeter is intensive in irrigated area and work. With regard to water expenses, the inefficiency of the firm is reduced by around 37%. In addition, when comparing the seven near producers versus the seven distant ones of the efficient frontier, respectively, it is examined that the average efficiency is 0.78 and 0.20. Finally, it can be concluded that perimeter producers, in general, allocate their factors of production inefficiently.

**Keywords:** Frontier; Inefficiency; Cobb-Douglas.

## 1 INTRODUÇÃO

A produção de alimentos no semiárido nordestino, ao longo dos anos, passou por dificuldades, devido, principalmente, a níveis baixos de pluviosidade, o que ocasiona escassez de água nessa região. Com a modernização do processo produtivo estabelecido pela irrigação, a produção frutícola tornou-se a atividade econômica com maior dinâmica no Nordeste, especificamente no polo Petrolina/PE-Juazeiro/BA. Ao adotarem novas técnicas de produção e incorporarem novas tecnologias, os produtores desse polo alcançaram ganhos de produtividade, tendo como consequência direta o aumento dos níveis de emprego e renda.

O crescimento da fruticultura no semiárido nordestino, dotada de maior monetização, orienta-se por meio das exportações e se protege das secas por sistemas de irrigações. Dessa forma, a produção agropecuária regional tem direcionado seus produtos ao mercado externo. Isso ocorre, por exemplo, na fruticultura de Petrolina. Além disso, o abastecimento de água por meio dos avanços tecnológicos, com utilização de sistema de irrigação moderno, possibilita extinguir choques aleatórios, como as estiagens (BNB, 2014). A fruticultura irrigada no mercado internacional tem determinada relevância. Diante disso, torna-se necessário desenvolver vínculos cooperativos e promover inovações para expandir as possibilidades de interação entre os mercados.

Barros, Costa e Sampaio (2004) caracterizaram o polo de desenvolvimento Petrolina-Juazeiro como um importante centro produtivo da fruticultura, iniciado com a implantação do perímetro de irrigação no início da década de sessenta. O setor público é o responsável por distribuir terra intensiva em áreas de baixa densidade demográfica, além de propiciar empreendimentos agrícolas agroindustriais. Esta região se destaca internacionalmente devido à sua produção de frutas tropicais. No entanto, alguns fatores podem ser característicos à região: clima semiárido, recursos hídricos disponíveis, terras propícias ao uso da irrigação e logística de qualidade no escoamento das frutas, tanto para o mercado interno, como externo.

O polo de Petrolina-Juazeiro é conhecido por ter sediado projetos pioneiros de irrigação, configurando um dos maiores perímetros públicos irrigados no Brasil. O Perímetro Irrigado Senador

Nilo Coelho foi o maior desses projetos, propiciando o cultivo de frutas tropicais em uma região semiárida. Por outro lado, o Governo Federal também destinou investimentos nessa região, que foram gerenciados pela Companhia de Desenvolvimento do Vale do São Francisco (Codevasf)<sup>1</sup>, o que proporcionou indiretamente a formação de investimento privado e criou organizações não governamentais (ONGs). Dessa forma, a agricultura irrigada, especificamente, a fruticultura, promoveu uma economia forte com uma maior estrutura urbana, tornando-se o aglomerado mais próspero do Vale do São Francisco. (BUSTAMANTE, 2009).

Os frutos cultivados e escoados nos mercados nacional e internacional são: banana, coco-da-baía, goiaba, limão, mamão, manga, maracujá, melancia, melão e uva. Isso, devido à elevada rentabilidade desses produtos. Na presente pesquisa, as culturas analisadas serão<sup>2</sup>: banana, coco, manga, goiaba, uva, maracujá e o caju.

Diante do exposto, esta pesquisa parte do seguinte questionamento: como se comporta a produção de tais culturas em relação à alocação de fatores no processo produtivo entre essas unidades produtivas? Em resposta, este artigo tem como objetivo mensurar a eficiência técnica dos produtores frutícolas dos distritos de Irrigação Nilo Coelho em Petrolina-PE, no ano de 2014.

A contribuição deste estudo para a literatura consubstancia-se na aplicação direcionada para aquelas culturas com maior produção na região analisada, exibindo a combinação de insumos e produtos que estabelecem fronteiras eficientes. Desta forma, apresenta-se uma discussão relevante para os formuladores de políticas agrícolas e, principalmente, para os pequenos, médios e grandes produtores pertencentes ao distrito.

Além desta introdução, o presente artigo é composto por cinco seções. A segunda seção abordou características econômicas da cidade de Petrolina. Na terceira seção, foram mostrados os métodos econométricos utilizados para mensuração da fronteira estocástica de produção, assim como a fonte de dados e suas estatísticas descritivas. Na

1 Empresa pública vinculada ao Ministério da Integração Nacional que disponibiliza diversos serviços de apoio ao desenvolvimento nas bacias hidrográficas do São Francisco e do Parnaíba, Itapecuru e Mearim. É conhecida principalmente pela implantação de polos de irrigação, a exemplo, o Polo Petrolina-Juazeiro.

2 As escolhas das culturas foram feitas a partir dos questionários aplicados aos produtores.

quarta seção, foram apresentadas as discussões dos resultados da função de produção Cobb-Douglas e a eficiência das firmas. Por fim, a seção quinta foi dedicada às considerações finais.

## 2 CARACTERIZAÇÃO ECONÔMICA DO POLO PETROLINA-JUAZEIRO

O Polo Petrolina-Juazeiro está situado na região mais árida do nordeste brasileiro, no extremo oeste de Pernambuco e Norte da Bahia. É formado por oito municípios, sendo eles: Petrolina, Lagoa Grande, Santa Maria da Boa Vista e Orocó, em Pernambuco, e Juazeiro, Sobradinho, Casa Nova e Curaçá, na Bahia. Sua extensão percorre a cidade de Casa Nova (BA) até o município de Petrolina (PE), perfazendo 20% da área no estado da Bahia e 80% em Pernambuco (DINC, 2015).

O município de Petrolina localiza-se na mesorregião do São Francisco e tem uma população estimada, em 2014, de 326.017 habitantes, com densidade demográfica de 64,44 hab./km<sup>2</sup>. Com uma área territorial de 4.561,87 km<sup>2</sup>, fica a 712 km da capital Recife. Em 2012, o valor bruto do seu PIB era de R\$ 3.786.065 bilhões e o Produto Interno Bruto *per capita* foi de R\$ 12.399,02 mil. Seu ambiente possui condições (solo, clima, topografia etc.) naturais ao cultivo agrícola, entretanto, a principal limitação do perímetro para exercer tais atividades são os baixos níveis pluviométricos, apresentando estiagem de oito meses anual, de abril a novembro (ORTEGA; SOBEL, 2010).

No ano de 1968, a Codevasf implantou o Projeto Bebedouro, que foi pioneiro em irrigação no Nordeste, localizado a 35 km noroeste da sede municipal de Petrolina. Estima-se que este projeto despendeu do tesouro público em cerca de R\$ 30,98 milhões. Por outro lado, no Perímetro Irrigado Senador Nilo Coelho (PISNC), calcula-se em R\$ 340,52 milhões. Este é considerado o maior perímetro irrigado do Brasil e foi dividido em dois projetos: Nilo Coelho e Maria Tereza, iniciados em 1984 e 1996, respectivamente (ORTEGA; SOBEL, 2010). Os autores ainda atribuíram o atual dinamismo do polo Petrolina-Juazeiro aos fatores exógenos da região, ou seja, os investimentos governamentais centralizados, que coibiram a participação democrática das comunidades locais. No entanto, este panorama foi modificado no final da década de 1980, com a privatização dos perí-

metros públicos. Assim, o Estado acreditava em maior eficiência com menor intervenção governamental, com enfoque na iniciativa privada. Portanto, criou-se uma nova realidade institucional, com o modelo de gestão denominado de “Distrito de Irrigação”<sup>3</sup>, induzindo a sociedade à efetiva participação das políticas implementadas.

Segundo Bustamante (2009), há cerca de 30 polos de frutícolas, abrangendo mais de 50 municípios de Norte a Sul do Brasil. No entanto, Baixo Jaguaribe-CE, Assu e Mossoró-RN, Alto Piranhas-PB, Juazeiro-BA, Petrolina-PE, Sul de Sergipe e Norte de Minas são os que apresentam vantagens naturais na produção de frutas de padrão internacional durante todo o ano, isto, devido aos projetos de irrigação. Adicionalmente, Sobel et al. (2011) consideram o polo Petrolina o mais importante produtor de frutas do Nordeste, mesmo evidenciando algumas particularidades, tais como, cultivo de produtos perecíveis, incerteza em relação aos preços e a qualidade dos bens. Eles ainda esboçaram o fato de os contratos firmados entre os inúmeros setores apresentarem impactos significativos sobre a eficiência.

Já o DINC (2015) estima que o Projeto Nilo Coelho junto à implantação do setor Maria Tereza e regiões adjacentes ocupam área irrigada de 24.837 hectares, que possibilita beneficiar 90.622 pessoas dentro e fora do perímetro, de forma direta e indireta, com emprego e disponibilidade de negócios com a fruticultura irrigada. De acordo com os últimos dados da FAO, em 2013, o Brasil foi o terceiro país produtor de frutas, atrás somente da China e da Índia, primeiro e segundo no *ranking*, respectivamente. Ademais, as dez frutas com maior quantidade produzida em toneladas foram a laranja, a banana, o abacaxi, o caju, o mamão, a uva, a maçã, o limão, a manga e a tangerina<sup>4</sup>.

Em perspectiva interna, a Produção Agrícola Municipal – PAM (2013) mostrou que Petrolina aparece como maior produtor frutícola do Brasil, cujo valor da produção chega a quase R\$ 918 milhões, ou seja, 3,9% da produção total no país, em 2013. Ademais, a produção da fruticultura aumentou em 48,6%, em relação ao ano anterior, alavancada pela produção de uvas, que corresponde a 48,1% do valor total da produção

3 A forma de gestão por “distrito de irrigação” é a vigente nos dias atuais.

4 As frutas estão em ordem de classificação, do primeiro ao décimo lugar, respectivamente.

de frutas do município e ainda exibe expressiva produção de manga, goiaba e banana. Em comparação, o município de Juazeiro apresenta o segundo melhor desempenho em valor da produção para fruticultura nacional, chegando a R\$ 222 milhões, mesmo com redução de 10,1%, em relação

ao ano de 2012 e, entre outros principais produtos, destacou-se a uva, a manga, o coco-da-baía e o maracujá. Na Tabela 1, observa-se alguns indicadores relacionados à Petrolina e o montante do Brasil, destacando os produtos citados pelos produtores pesquisados:

Tabela 1 – Comparação da área colhida e quantidade produzida entre Brasil e Petrolina em 2014

Frutas	Área Colhida (Ha)			Qtd Produzida (Ton)		
	BR	Petrolina	Participação (%)	BR	Petrolina	Participação (%)
Banana*	478.060	1.980	0,41	6.946.567	35.640	0,51
Coco-da-baía**	250.554	1.800	0,72	1.946.073	54.000	2,77
Goiaba	15.831	2.360	14,91	359.349	70.800	19,7
Manga	70.315	7.880	11,21	1.132.449	157.600	13,92
Maracujá	56.825	180	0,32	823.284	2.520	0,31
Uva	78.753	4.642	5,89	1.453.889	162.448	11,17

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados levantado no IBGE/Sidra-PAM.

Notas: (\*) Cacho, tonelada (\*\*) Mil frutos.

Tratando-se de área colhida, apenas em Petrolina, no período de 2014, a goiaba, a manga e a uva aparecem com 2.360, 7.880 e 4.642 toneladas, respectivamente. No entanto, a produção da uva é superior à da manga, mesmo esta última tendo uma área de colheita maior. Enquanto a uva tem produção de 162.448 toneladas, a manga produz 157.600 toneladas. Isso ocorre, provavelmente, devido às características do cultivo de cada produto, ou ainda, a fatores externos (por exemplo, estiagem, inundação, choques no mercado de frutas etc.). Observa-se também que a uva e a manga representam uma quantidade produzida maior que a soma dos demais produtos (banana, coco-da-baía, goiaba e maracujá). Em suma, estes dois produtos possuem maior relevância para o mercado de frutícola de Petrolina. No ano de 2012 chegou a 8,8 mil toneladas. Em 2013, a exportação atingiu 2,7 mil toneladas e, em 2014, a exportação chegou a 61 toneladas.

Na mesma perspectiva, o Anuário Estatístico da Fruticultura, citado por Reetz (2015) analisou a produção de uva e manga abordando, por completo, o Vale São Francisco. A uva apresentou perda nas exportações para o mercado norte-americano, devido a questões relacionadas aos elevados custos de produção, em especial a mão de obra, a logística, a política cambial e as negociações comerciais. No histórico de exportações, observou-se acentuada queda. Em 2011, o Brasil exportou 16 mil toneladas para o mercado dos EUA; em 2012, 8,8 mil toneladas; em 2013, 2,7 mil toneladas e, em 2014, a exportação chegou a 61 toneladas. Já a manga, apresentou área comercial de 70 mil hectares no

Brasil e por volta de 30 mil hectares, no Vale São Francisco, originando forte aumento nas exportações, em 2014. O volume nacional elevou-se 9%, equivalente a cerca de 11 milhões de toneladas, enquanto a receita subiu 10,76%, ou cerca de US\$ 15,9 milhões. Em relação ao Vale São Francisco, sua participação chegou a 85% do volume exportado pelo Brasil, embarcando, em 2014, aproximadamente 99,5 milhões de toneladas para a União Europeia (US\$ 126,2 milhões) e 22,7 milhões de toneladas destinadas aos Estados Unidos (US\$ 24,2 milhões).

## 2.1 Eficiência no polo Petrolina-Juazeiro

Barros, Costa e Sampaio (2004) aplicaram a função de produção *translog* para mensurar a eficiência técnica em 32 empresas frutícolas para o ano de 1998, nos perímetros de Nilo Coelho, Maniçoba, Curaçá e Bebedouro. Além disso, alguns produtores externos a esses perímetros também fizeram parte da amostra. Os resultados apresentaram escores de eficiências próximos à fronteira, sendo que cinco firmas destacaram-se em relação à eficiência, das quais, três situavam-se externamente aos perímetros, uma em Maniçoba e outra no Nilo Coelho.

Na mesma perspectiva, Resende Filho et al. (2011) analisaram a eficiência técnica nos perímetros irrigados por meio da função *translog*, na cidade de Petrolina. O modelo separa os produtores de frutas em dois grupos. No primeiro, utilizou-se aspersão/microaspersão compostos por 30 firmas. Já no segundo, 11 empresas que utilizavam inundação por gravidade. Os dados foram provenientes

da pesquisa “Investimentos públicos e privados em agricultura irrigada e seus determinantes sobre o emprego e a renda” da Fundação de Apoio ao Desenvolvimento da Universidade Federal de Pernambuco (Fadep), de 1999. No modelo utilizado para todos os produtores, apenas oito fizeram parte da fronteira de eficiência, ou seja, 19,51%. No entanto, com a divisão em grupos, conforme a tecnologia de irrigação, nove produtores obtiveram eficiência técnica no primeiro grupo e seis no segundo grupo, ou seja, 15 dos 41 produtores foram considerados eficientes, perfazendo um percentual de 36,6%.

Moreira, Troncoso e Bravo-Ureta (2011) utilizaram a fronteira de produção desenvolvida por Battese e Coelli (1992) para analisar a estimativa da eficiência técnica de 38 fazendas chilenas de uva de vinho, com informações *input-output* específicas para blocos individuais. Os resultados sugeriram uma eficiência técnica média da fazenda de 77,2%, enquanto os níveis de eficiência técnica dos blocos variaram de 23,4 a 95%.

Trujillo e Iglesias (2013) desenvolveram um estudo primário no Departamento de Santander, na Colômbia, entre janeiro e abril de 2011, reunindo 194 pequenos produtores de abacaxi Perolera, distribuídos nos municípios de Lebrija (124), Girón (54), e Rionegro (16). O objetivo da pesquisa era obter a eficiência técnica por meio da fronteira de produção estocástica, com modelo Cobb-Douglas e os fatores que possivelmente causavam ineficiência técnica. Os resultados revelaram que a área cultivada e as variáveis associadas ao capital humano, por exemplo, o nível de escolaridade e os anos de experiência na atividade agrícola, explicavam de forma relevante a eficiência técnica. A média de eficiência para os produtores de abacaxi foi de aproximadamente 76%, sendo que apenas, 8,2% obtiveram escore no intervalo de 0,91 a 1.

A eficiência técnica dos produtores de manga, no distrito de irrigação Senador Nilo Coelho foi analisada utilizando a função paramétrica de produção estocástica para o ano agrícola 2012/2013 e abordou o método de Battese e Coelli (1992). De acordo com a estimação, apenas 7 produtores dos 73 que fizeram parte da amostra foram eficientes tecnicamente, ou seja, aqueles que alcançaram escores acima de 0,90. Assim, para alcançar melhores níveis de eficiência, aproximadamente 90% dos produtores teriam que melhorar as alocações

de seus recursos (FERREIRA; ARAÚJO; LIMA, 2014).

Sampaio, Barros e Lima (2014) estimaram o método DEA-VRS (sendo os produtos, a quantidade produzida e valor da produção). Tomaram os escores de eficiência como variável dependente para o modelo Tobit, que utilizou como variáveis explicativas o porte do produtor, quantidade de plantas por hectares, volume de produção, custo do indutor de crescimento, preço e venda contratadas. Os resultados mostraram que o volume da produção e as vendas por contratos tendem a elevar os níveis de eficiência em produção, enquanto a área plantada tende a reduzir.

Com a mesma metodologia, Silva (2014) utilizou como regressores no modelo Tobit, as plantas por hectares, escolaridade, núcleo pertencente, comercialização com exterior, interação com instituição de pesquisa, participação em treinamentos, existência de dívidas e se apresenta outra atividade econômica. Como resultado foi constatado que a escolaridade e a interação com instituições de pesquisa elevam os níveis de eficiência dos produtores. Por outro lado, a existência de dívidas reduz a eficiência. Já em relação à produção citrícola do estado de São Paulo, Clemente, Gomes e Lírio (2015) concluíram que escolaridade e tempo como produtor rural contribuem para melhores escores de eficiência técnica.

## 3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

### 3.1 Dados e variáveis

Os dados são provenientes da pesquisa primária<sup>5</sup> realizada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON) da Universidade Federal de Pernambuco – em parceria com a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) – aplicada em 85 propriedades de fruticultores. A área de estudo foi o Perímetro Irrigado Senador Nilo Coelho em Petrolina-PE, dividido em 11 núcleos. No entanto, foram analisadas apenas 62 empresas devido às informações indisponíveis de algumas propriedades. Os núcleos foram distribuídos da seguinte forma: N1, N2, N3, N4, N5, N6, N7, N8, N9, N10, N11. Devido à falta de dados foi excluído o N8. Estes

5 A pesquisa foi realizada por amostragem probabilística aleatória simples, levando-se em conta a população de produtores que exploram a fruticultura irrigada.

dados são *cross-section*, referentes ao ano agrícola de 2014. Os produtores frutícolas citam a banana, o coco, a manga, a goiaba, a uva, o maracujá, o caju, como principais produtos cultivados no polo.

No Quadro 1 são apresentadas as variáveis utilizadas neste estudo. Elas foram selecionadas de acordo com a sua importância para explicar a eficiência produtiva dos fruticultores em Petrolina, no período de 2014. Ademais, para descrever as causas da ineficiência das empresas agrícolas foram utilizadas no modelo as seguintes variáveis: os gastos com água na propriedade, pois o perímetro está localizado em uma região semiárida que necessita de irrigação para produzir durante todo o ano e; a escolaridade, que é apontada no estudo de Battese e Coelli (1995), como responsável pela redução da ineficiência.

Segundo Barros, Costa e Sampaio (2004), a escolha do valor da produção como variável dependente é pelo fato de essa variável ser a que melhor reflete os ganhos (ou receita) da empresa agrícola. Por outro lado, pode haver desconforto no uso de variáveis absolutas, que podem camuflar o efeito preço e apresentar distorções de eficiência em relação à variação da cesta entre as empresas. Ademais, as propriedades no polo trabalham com cestas diversificadas de produtos. Portanto, a análise supõe agregação destes, pois, na maioria das vezes, os produtores praticam policultura.

Quadro 1 – Variáveis utilizadas para mensurar a eficiência.

Variáveis	Descrição
<b>Dependente:</b>	
Valor da produção	Valor da produção de frutas, em reais
<b>Covariadas:</b>	
Área total	Área total da propriedade, em hectares
Área irrigada	Área cultivada beneficiada pela irrigação, em hectares
Mão de obra	Despesa com trabalho permanente e temporário, em reais
Insumos	Gastos com sementes, mudas, adubos químicos, adubos orgânicos, defensivos, calcário, gesso, composto, tufa e água, em reais
Capital	Proxy para capital corresponde aos gastos com combustível, manutenção de máquinas e equipamentos, manutenção de veículos, aluguel de máquinas, câmeras frias e reboque, em reais
<b>Covariadas de Ineficiência</b>	
Gasto com água	Gastos com água na propriedade, em reais
Escolaridade	Anos de estudo do (a) chefe da propriedade

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados levantados na pesquisa.

## 3.2 Fronteira de produção

### 3.2.1 Abordagem paramétrica

Os modelos com abordagem paramétrica caracterizam-se a partir da criação de uma forma funcional. Os estudos seminais foram desenvolvidos por Aigner e Chu (1968), Timmer (1971), Battese e Corra (1977), Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Broeck (1977). Eles supõem uma forma funcional para analisar os níveis de eficiência das firmas. A metodologia é dividida em dois grupos: os modelos com fronteiras determinísticas e os modelos com fronteira estocástica.

Os dois tipos de fronteira se diferenciam de forma simples na suposição em relação ao componente de erro. O método de fronteira determinística sugere que todos os desvios estão relacionados à ineficiência técnica, que ocorre devido a fatores endógenos da firma, sendo que este possui distribuição unilateral não simétrica. Já a fronteira estocástica inclui na fronteira determinística um erro aleatório simétrico, que é explicado por fatores exógenos à firma (como por exemplo, estiagens e/ou mudanças no clima). Portanto, a fronteira estocástica é caracterizada pelo termo de erro composto (unilateral e simétrico). De forma geral, o termo de erro simétrico apresenta uma distribuição normal com média zero e variância. Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Broeck (1977) apresentaram os primeiros estudos com componente de erros composto.

### 3.2.2 Fronteira de produção estocástica

A estimação de ineficiência técnica em estrutura paramétrica da Função de Produção de Fronteira Estocástica foi proposta primeiramente por Aigner, Chu e Schmidt (1968) e Meeusen e Broeck (1977). Este método supera as limitações das fronteiras determinísticas, as quais não incorporam a presença de choques aleatórios, sendo assim, as firmas controlam todos os seus resíduos sobre a ineficiência técnica.

A literatura internacional expõe diversos estudos com a estimação de fronteira de eficiência. Pode-se citar Broeck et al. (1980); Førsund, Lovell e Schimidt (1980); Stevenson (1980); Taylor e Shonkwiler (1986); Battese e Coelli (1988); Kumbhakar (1989); Greene (1990); Battese (1992); Battese e Coelli (1992); Banker, Gadh, Gorr (1993); Coelli (1995); Battese e Coelli (1995); Greene (2003); Wang e Ho (2010); Chen, Schmidt e Wang

(2014); Sun, Kumbhakar e Tveterås (2015); Trujillo e Iglesias (2013); Wiboonpongse et al. (2015). Já na agricultura brasileira, alguns dos estudos com modelos de eficiência técnica são aplicados por Albuquerque (1987); Barros, Costa e Sampaio (2004); Sousa, Justo e Campos (2013); Araújo e Mancal (2015) e; Clemente, Gomes e Lírio (2015).

O modelo de função determinística é apresentado na literatura pela tecnologia da produção, conforme Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Battese e Coelli (1988;1995):

$$y_i = f(x_k; \beta_k) + u_i \quad (1)$$

Onde:

$y_i$  representa o vetor de produto (ou logaritmo do produto) da  $i$ -ésima firma.

$x_k$  representa o vetor de insumos  $1 \times k$ , cujo primeiro elemento é igual a 1 e os demais são as quantidades (ou logaritmos) dos  $k$  insumos utilizados pela  $i$ -ésima firma.

$\beta_k$  representa o vetor de parâmetros  $k \times 1$ , associados às variáveis independentes.

$u_i$  representa o erro unilateral, variável aleatória não positiva, captador de ineficiência técnica, de total controle da  $i$ -ésima firma.

Na fronteira estocástica estima-se a fronteira usando-se tecnologias que admitem a divisão do termo de erro em duas partes: a primeira mede a ineficiência técnica da firma, a qual é controlada por fatores endógenos; a segunda mensura os erros aleatórios, exógenos à firma (por exemplo, excesso de chuvas, estiagens, mudança na legislação, greve trabalhista, entre outros). Neste caso, a função de produção a ser utilizada será:

$$y_i = f(x_k; \beta_k) + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\varepsilon_i = v_i + u_i \quad (3)$$

Onde:s

$y_i$  representa o vetor de produto (ou logaritmo do produto) da  $i$ -ésima firma.

$x_k$  representa o vetor de insumos  $1 \times k$ , cujo primeiro elemento é igual a 1 e os demais são as quantidades (ou logaritmos) dos  $k$  insumos utilizados pela  $i$ -ésima firma.

$\beta_k$  representa o vetor de parâmetros  $k \times 1$ , associados às variáveis independentes.

$\varepsilon_i$  representa o termo de erro composto, sendo:  $v_i$  os choques aleatórios, fora do controle das firmas, que se distribui normalmente com média zero e variância  $\sigma_v^2$ .  $u_i$  representa a ineficiência técnica (ou seja, diferença entre o produto observado e o produto na fronteira), que assume ser uma variável aleatória não positiva, independentemente e identicamente distribuída, truncada em zero com distribuição  $N(\mu, \sigma_u^2)$ .

Nas estimações de uma função de produção, o termo de ineficiência apresenta-se não positivo,  $u_i \leq 0$ , revelando que o produto deve estar na fronteira ou abaixo dela. Se o estudo examina a função custo, este termo será não negativo. Assim, desvios são atribuídos a fatores endógenos à firma, como esforço do produtor, dos trabalhadores, entre outros.

Na estimação do termo de ineficiência, a grande preocupação dos pesquisadores está em decidir uma função distribuição adequada. Até agora, Aigner, Lovell e Schmidt (1977) propuseram uma *half-normal* e exponencial, Stevenson (1980) usa a distribuição normal truncada e Greene (1980) prefere a distribuição *gamma*. Coelli et al. (2005) escolheram a distribuição cuja estrutura é geralmente simples: *ceteris paribus*. Desta forma, afirma que as distribuições com essas características são a *half-normal* e a exponencial. No entanto, foi utilizada na presente análise a distribuição normal truncada, conforme estudo de Stevenson (1980), que usou dados primários da indústria de metal e Battese e Coelli (1995), que mensuraram a eficiência técnica das práticas agrícolas em um vilarejo na Índia. Utilizou-se essa distribuição em razão de sua flexibilidade em relação à atuação das firmas fora da fronteira de produção, sendo sua moda maior que zero (igual a zero, no caso particular, ou seja, em uma *half-normal*).

### 3.2.3 Estimações do modelo de fronteira de produção estocástica

Na estimação de fronteira são utilizados dois métodos clássicos: Máxima Verossimilhança e de Mínimos Quadrados Corrigidos (*Corrected Ordinary Least Square*, COLS). No entanto, este segundo método dificilmente funciona em algumas amostras, o que impossibilita calcular o desvio padrão da distribuição (normal truncada),  $\sigma_u$  e o desvio padrão da distribuição do ruído,  $\sigma_v$ . Por essas razões, será utilizado neste trabalho o método de máxima verossimilhança por ser mais abrangente na análise.

A função distribuição do erro composto é dada por:

$$f(\varepsilon_i) = \frac{\sqrt{2}}{\sigma_u} \sqrt{\pi} [1 - F(\varepsilon_i \lambda \sigma^{-1})] \exp\left(\frac{-\varepsilon_i^2}{2\sigma^2}\right) \quad (4)$$

$$\ln L(y / \beta, \lambda, \sigma^2) = N \ln \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} + N \ln \sigma^{-1} + \sum_{i=1}^N \ln [1 - F(\varepsilon_i \lambda \sigma^{-1})] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \varepsilon_i^2 \quad (5)$$

Utilizou-se o método de separação do termo de erro no modelo de fronteira estocástica, proposto por Jondrow et al. (1982), considerando o valor da esperança de condicionada à , em que se distribui normalmente e tem distribuição normal truncada, ou seja:

$$E(u_i / \varepsilon_i) = \mu_* + \sigma_* \frac{f(-\mu_* / \sigma_*)}{1 - F(-\mu_* / \sigma_*)} \quad (6)$$

Onde  $F$  e  $f$  são respectivamente, a função densidade e a função distribuição acumulada da normal padronizada. Sendo  $-\mu_* / \sigma_* = \varepsilon \lambda / \sigma$ ,  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ ,  $\sigma_*^2 = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2$  e  $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ .

Deste modo, para se obter os valores da distribuição de , toma-se o exponencial,  $\exp(-E(u_i / \varepsilon_i))$ , estimando a eficiência técnica de cada propriedade agrícola, situado no intervalo [0,1], com 0 implicando em total ineficiência e 1, em eficiência máxima.

A função de produção de fronteira estocástica estimada será a Cobb-Douglas, de acordo com o modelo proposto por Battese e Coelli (1995):

$$\ln(VP)_i = \alpha + \beta_1 \ln(area)_i + \beta_2 \ln(irri)_i + \beta_3 \ln(trab)_i + \beta_4 \ln(ins)_i + \beta_5 \ln(cap)_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

onde  $i = 1, 2, \dots, n$ , e  $\ln(VP)_i$ ,  $\ln(area)_i$ ,  $\ln(irri)_i$ ,  $\ln(trab)_i$ ,  $\ln(ins)_i$ ,  $\ln(cap)_i$  são logaritmos naturais das variáveis valor da produção, área total, área irrigada, mão de obra, insumos e capital, respectivamente.

Como mencionado acima,  $\varepsilon_i = v_i + u_i$ , onde  $v_i$  são os choques aleatórios independente e identicamente distribuídos, dados por uma distribuição normal, com média zero e variância  $\sigma_v^2$ , exógeno à firma; e,  $u_i$  é o erro unilateral que mede a eficiência por meio da diferença entre o produto observado e o produto na fronteira, com distribuição normal truncada em zero, com média,  $\delta z_i$ , e variância,  $\sigma_u^2$ .

onde  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ ,  $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$  e  $F(*)$  é uma função distribuição acumulada da normal padrão. Aigner, Lovell e Schmidt (1977) usaram a função logarítmica de máxima verossimilhança representada por:

O efeito de ineficiência técnica,  $u_i$ , pode ser especificado na equação proposta por:

$$u_i = z\delta_i + \omega_i \quad (8)$$

$$u_i = \delta_0 + \delta_1 \text{agua}_i + \delta_2 \text{esc}_i + \omega_i \quad (9)$$

$\text{agua}_i$  – é o logaritmo do gasto com água na propriedade  $i$ .

$\text{esc}_i$  – é o logaritmo de anos de escolaridade do produtor  $i$ .

O erro aleatório,  $\omega_i$ , esta definido pelo truncamento da distribuição normal, com média zero e variância,  $\sigma^2$ , sendo truncado no ponto,  $-z\delta$ , ou seja,  $\omega_i \geq -z\delta_i$ . Esta suposição são consistentes com  $u_i$  sendo um truncamento não negativo com distribuição  $N(z\delta_i, \sigma^2)$ .

### 3.2.4 Teste da razão de verossimilhança

O teste estatístico é ferramenta importante para encontrar estimadores relevantes. O *Likelihood-Ratio* (razão verossimilhança ou LR) generalizado é aplicado após estimação do modelo Cobb-Douglas e Translog. Utiliza-se o *log-Likelihood* (log-verossimilhança ou LL) estimado em cada modelo. Por fim, contrasta-se o valor crítico do teste LR a Tabela Kodde-Palm. Portanto, se o valor LR for maior que o valor crítico da Tabela Kodde-Palm, dado os graus de liberdade igual ao número de restrições (número de parâmetros), rejeita-se a hipótese nula, conforme segue:

$$H_0: LL; Cobb - Douglas$$

$$H_1: LL; Translog$$

$$LR = -2[\ln LL H_0 - \ln LL H_1] \sim X_k^2$$

$$LR > TKP$$

(Tabela Kodde Palm, 1986); rejeita-se  $H_0$ .

Posteriormente, a aplicação do teste de razão de verossimilhança diagnostica a presença ou não de ineficiência alocativa no modelo. Para isso, utiliza-se o LL do modelo estimado com as variáveis de

ineficiência técnica e, da mesma forma, o LL da estimação de mínimos quadrados ordinários. Os graus de liberdade nesse teste qui-quadrado são representados pelas restrições equivalentes à função de produção proposta. Nesse caso, os graus de liberdade serão o número de variáveis de ineficiência utilizadas na função de produção.

$H_0: \gamma = 0$  (Ausência de ineficiência); usa-se MQO.

$H_1: \gamma \neq 0$  (Presença de ineficiência); usa-se Fronteira Estocástica

$$LR = -2[\ln LL H_0 - \ln LL H_1] \sim \chi^2_k$$

$LR > T KP$  (Tabela Kodde Palm, 1986);  
rejeita-se  $H_0$

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção são apresentadas as estatísticas descritivas e o resultado do modelo desenvolvido por Battese e Coelli (1995). Em seguida, são mostrados os testes de razão de verossimilhança, que justificaram a escolha do modelo supramencionado. Após, foram realizadas comparações entre as sete firmas mais próximas e mais distantes da fronteira. Adiante, analisou-se o sumário descritivo dos escores de eficiência, a distribuição por núcleo do perímetro e, por fim, as escalas dos escores eficientes e seus percentuais.

As estatísticas descritivas das 62 propriedades analisadas estão apresentadas na Tabela 2. Em relação ao valor da produção, pode-se observar uma enorme disparidade por meio do seu desvio padrão, que se apresenta maior que sua média. No entanto, o pequeno proprietário em termos de receita, alcança cerca de R\$ 47.100,00 em toda sua produção, enquanto o grande proprietário, cerca de R\$ 7.020.000,00, referente à produção frutícola do ano de 2014.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Unidade	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Valor da produção	Real (R\$)	761.199,70	1.468.815,00	47.100,00	7.020.000,00
Área	Hectare	22,59	32,87	5,80	160
Área irrigada	Hectare	13,14	12,90	4	58
Mão de obra	Real (R\$)	122.352,00	200.103,70	8.688,00	1.080.000,00
Insumo	Real (R\$)	199.439,30	544.177,60	1.260,00	3.700.000,00
Capital	Real (R\$)	19.300,75	44.516,00	130,00	264.000,00
Variáveis de Ineficiência					
Variável	Unidade	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Gasto com água	R\$	26.540,65	22.921,45	2.040,00	156.000,00
Escolaridade	Anos	4,12	2,06	1	8

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

O polo Petrolina-Juazeiro situa-se no semiárido nordestino, fazendo com que a região recorra à irrigação para manter a produção durante todo ano. Dessa forma, a terra que não é irrigada, muito provavelmente, estará ociosa. Dito isto, analisa-se a área total em comparação à área irrigada. Na área total, alguns agricultores possuem 160 hectares do insumo terra, porém, utilizam apenas uma parte na irrigação (ou produção). Este fato pode ser comprovado ao observar o máximo de área irrigada, que é de 58 hectares. Nesse contexto, sinaliza uma deficiência na capacidade de aproveitamento deste insumo. Por fim, ressalta-se que o Distrito de Irrigação Nilo Coelho classificou as empresas agrícolas em: pequena propriedade até 7 hectares; média propriedade de 7,1 a 50 hectares; grande propriedade, acima de 50 hectares.

Na perspectiva de examinar os gastos dos recursos em mão de obra, capital e insumos, a descrição principal é a baixa média da utilização do recurso em capital (gastos com máquinas, equipamentos etc.), se comprado ao gasto com trabalho e insumos produtivos (como adubos, sementes etc.). Ou seja, o produtor do Perímetro Nilo Coelho, em média, utiliza mais recursos com trabalho pessoal do que com a mecanização da agricultura, que é uma característica da produção na região nordeste, comparada às regiões sul e sudeste do país, as quais possuem alta introdução tecnológica na produção agrícola.

A respeito das variáveis que podem ocasionar ineficiência na matriz de produção, o gasto com água relata a dificuldade desse recurso em uma região do semiárido, frequentemente afetada pela seca. Portanto, pode-se atribuir a esse fenômeno as causas decorrentes de investimentos para mitigar a ineficiência produtiva. Já a escolaridade é apontada, conforme Battese e Coelli (1995), como responsável pela redução de ineficiência.

As estimações<sup>6</sup> da fronteira de eficiência estocástica são apresentadas na Tabela 3. Os resultados apontam significância estatística de 5% para a área total, irrigada, mão de obra e insumos. No entanto, a variável capital apresenta-se não significativa estatisticamente, verificando-se um resultado diferente do encontrado em Bragnolo (2012). Tal fato pode estar associado a uma mão de obra mais intensiva do que maquinário, dado que as máquinas substituem mão de obra. Além do mais, grande parte dos agricultores utiliza trabalho familiar e/ou temporário, o que restringe o uso de máquinas para transportar e comercializar os produtos. Adiante, a variável de gasto com água registra significância em 5%, enquanto o nível de escolaridade do produtor situa-se insignificante no intervalo de confiança.

A área total tem uma elasticidade negativa, indicando que o tamanho total de terra na propriedade produz um efeito negativo na receita, que corrobora com os estudos de Marinho e Carvalho (2004) e Bragnolo (2012). Por outro lado, a área irrigada mostra sinal positivo, com elasticidade de 0,63%. Provavelmente, se constata este acontecimento porque os produtores cultivam somente as áreas irrigadas estabelecendo, assim, uma capacidade ociosa do insumo terra.

Em relação ao custo da mão de obra e insumos, com elasticidade de 0,41% e 0,16%, respectivamente, o sinal está de acordo com o esperado. A primeira variável corrobora com o estudo de Barros, Costa e Sampaio (2004), que apresentou sinal positivo e significativo. Ao contrário disso, o coeficiente dos gastos com insumos, na análise dos autores mostrou-se negativo. Diante disso, os gastos com mão de obra e insumos implicam em boas alocações no processo produtivo, que pode indicar eficiência na produção frutícola dos estabelecimentos observados.

Em relação às variáveis utilizadas para captar os efeitos de ineficiência, todos os sinais estão de acordo com o esperado. No entanto, a escolaridade não apresenta significância estatística. A explicação para isso, talvez, seja o fato do baixo nível de grau de instrução dos produtores, que ocasiona uma amostra homogênea e reduz o efeito dessa variável sobre o valor da produção. A estatística descritiva da variável escolaridade mostra que, em

média, os produtores do perímetro possuem 4,12 e, no máximo, 8 anos de estudo. Diante do exposto, percebe-se que os produtores analisados no perímetro não concluíram o ensino fundamental.

Na variável “gastos com água” supõe-se que ela mostre redução da ineficiência causada pelo aumento dos investimentos em área irrigada. Dessa forma, aumentar os gastos com água, sabendo-se que é o principal fator de produção no perímetro, e que está localizado no semiárido (que passou por período de estiagem em 2014), indica que o produtor investe na sua capacidade produtiva, mesmo que de forma indireta. Portanto, o gasto com água em área irrigada reduz a ineficiência do agricultor do perímetro, em média de 0,37%. Silva e Sampaio (2002) apontaram a inadimplência no pagamento da água como fator principal que afetava o desempenho dos colonos, sendo o perímetro Nilo Coelho que apresentou maior percentual de produtores ineficientes. Dessa forma, pode-se sugerir que os gastos com água direcionam as boas práticas de investimentos em perímetros irrigados, onde a água é a necessidade fundamental para manutenção da plantação de frutas.

Tabela 3 – Estimação da fronteira estocástica com distribuição normal truncada

Variáveis	Coefficientes	Erro Padrão	z	Prob >  z
Intercepto	6,3725	0,8522	7,4777	0,0000
Área total	-0,3509	0,1766	-1,9861	0,0470
Área irrigada	0,6375	0,2474	2,5768	0,0099
Mão de obra	0,4194	0,1028	4,0745	0,0000
Insumos	0,1632	0,0579	2,8163	0,0048
Capital	0,0053	0,0674	0,7932	0,4276
<b>Ineficiência</b>				
Intercepto	4,6616	1,5189	3,0690	0,0021
Gasto com água	-0,3745	0,1414	-2,6490	0,0080
Escolaridade	-0,0180	0,1597	-0,1132	0,9098
gamma	0,8858	0,3550	2,4952	0,0125
sigmaSq	0,1779	0,0448	3,9677	0,0000
sigmaSqU	0,1576	0,0847	1,8604	0,0628
sigmaSqV	0,0203	0,0617	0,3292	0,7420
sigma	0,4218	0,0531	7,9354	0,0000
sigmaU	0,3969	0,1066	3,7209	0,0000
sigmaV	0,1425	0,2164	0,6584	0,5102
log da função likelihood	-31,3189	-	-	-
Nº de Observações		62		

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

O indicador de ineficiência técnica, *gamma*, exibe o valor de 0,8858. Portanto, pode-se afirmar que 88,58% da variância total do erro composto da

6 Nas estimações dos parâmetros das fronteiras de produção, utilizou-se o software estatístico R-Project, que contém o pacote frontier.

estimativa da função de produção estocástica é descrito pela ineficiência técnica. Dessa forma, para os dados aplicados nessa pesquisa, é necessária a incorporação da ineficiência técnica ao modelo.

Diante da exposição dos resultados, na Tabela 4 são apresentados os testes de razão de verossimilhança que corroboraram para escolha do determinado modelo estimado. Primeiro, realizou-se o teste da forma funcional, que adota a função de produção do tipo Cobb-Douglas. Em seguida, tes-

tou-se a presença do erro composto, que justifica o uso do modelo com proporção da variância dos erros, os quais são relacionados a fatores endógenos, ou seja, que podem ser controlados pelo produtor, e não somente pela variância do erro aleatório. Portanto, os testes indicam que a função de produção Cobb-Douglas, desenvolvido por Battese e Coelli (1995) – que diagnosticou a presença de ineficiência – é o melhor modelo a ser utilizado para os dados da amostra.

Tabela 4 – Testes de razão de verossimilhança

Teste	Hipótese Nula	$k$	$\lambda$	Valor Crítico	Pr(>Qui)	Decisão (nível de 5 %)
Forma funcional	$H_0$ : Cobb-Douglas $H_1$ : Translog	9	11,06	16,27	0,271	Não Rejeita $H_0$
Inexistência de ineficiência	$H_0$ : OLS $H_0$ : ECF	2	8,48	5,13	-	Rejeita $H_0$

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

$k$  – Significa os graus de liberdade.  $\lambda = -2[LL(H_0) - LL(H_1)]/\chi^2_k$  Razão de verossimilhança. O valor crítico será encontrado na Tabela Kodde Palm (1986). Pr (>Qui) é a probabilidade qui-quadrado, que mostra o valor probabilístico ao qual se rejeita ou não a hipótese nula. OLS – São os Mínimos Quadrados Ordinários. ECF – Erro com componente composto.

Na Tabela 5 encontram-se os escores de eficiência das firmas com modelo de função produção Cobb-Douglas. Foi realizada uma comparação das cinco firmas que estão próximas da fronteira eficiente contra aquelas que aparecem distantes. Observa-se que, aquelas próximas da fronteira de eficiência promovem uma melhor utilização dos recursos disponíveis. Consequentemente, agregam maior volume de produção. Por outro lado, as propriedades que se encontram distantes da fronteira podem ter alocado seus recursos de forma tal, que não favoreceram a eficiência, como, por exemplo: gastos excessivos com insumos, aproveitamento da área irrigada, gastos com contratação incorreta da mão de obra, entre outros fatores. Portanto, os gastos com água na propriedade é o recurso com menor valor de dispêndio, indicando a necessidade de maiores investimentos, o que, consequentemente, reduz a ineficiência dos produtores de frutas no perímetro.

Mostra ainda que as características básicas das cinco firmas próximas à fronteira de eficiência estão pautadas racionalmente nos recursos disponíveis, de tal forma, que se possa elevar o valor da produção. Estas empresas possuem um valor da produção médio de R\$ 3.403.528,5, usando, em média, 33,7 hectares de área irrigada. Destaca-se a média da área ociosa em 28,4 hectares, e o fato de todas as firmas serem de médio e grande porte. Ademais, percebe-se que os produtores na primeira, segunda, quarta e quinta colocações apresentam ociosidade convergindo para zero, o que sinaliza um bom uso do insumo terra. Já as empresas agrícolas que estão em terceiro, sexta e sétima colocações, talvez pudessem apresentar melhor desempenho em seus escores de eficiência, caso cultivassem todo o espaço da propriedade para plantação. Apesar disso, o escore médio de eficiência das sete firmas próximas da fronteira é 0,78. Essa ociosidade da terra pode ser uma explicação para o sinal negativo da área total na estimação da Tabela 3, apresentada anteriormente.

Tabela 5 – Firmas próximas da fronteira eficiente *versus* firmas distantes da fronteira eficiente

Núcleo	Rank	Escore	ÁreaT (Ha)	ÁreaI (Ha)	ÁreaO (Ha)	Valor da produção (R\$)	Mão de obra (R\$)	Insumos (R\$)	Capital (R\$)	Gasto c/ água (R\$)
N3	1°	0,89	27	27	0	2.380.000	90.000	145.000	38.000	24.000
N5	2°	0,82	10	8	2	185.500	8.688	1.400	600	19.200
N2	3°	0,81	160	40	120	1.380.000	96.000	250.000	22.000	80.000
N6	4°	0,78	10	9	1	461.700	61.200	3.380	280	27.600
N3	5°	0,77	50	50	0	6.237.500	391.680	1.900.000	102.000	60.000
N10	6°	0,72	78	58	20	6.160.000	920.004	553.000	200.000	156.000
N10	7°	0,70	100	44	56	7.020.000	1.080.000	3.700.000	264.000	96.000
<b>Média</b>		<b>0,78</b>	<b>62,1</b>	<b>33,7</b>	<b>28,4</b>	<b>3.403.528,5</b>	<b>378.224,5</b>	<b>936.111,4</b>	<b>89.554,2</b>	<b>66.114,6</b>
N3	55°	0,25	6,4	5	1,4	182.000	48.000	100.000	1.800	14.400
N11	56°	0,24	100	42	58	350.000	83.040	145.400	7.200	36.000
N2	57°	0,24	9,5	9,5	0	139.600	20.400	29.400	7.800	12.000
N6	58°	0,21	6,5	6	0,5	66.500	37.920	1.450	130	15.600
N3	59°	0,21	21	17	4	603.000	270.672	284.500	4.080	2.040
N2	60°	0,21	40	30	10	438.000	155.088	95.500	54.600	48.000
N4	61°	0,19	6,5	6	0,5	47.100	17.376	2.100	400	24.000
N1	62°	0,13	10	8	2	65.300	26.064	27.480	6.000	12.000
<b>Média</b>		<b>0,20</b>	<b>27,64</b>	<b>16,92</b>	<b>10,71</b>	<b>244.214,2</b>	<b>87.222,8</b>	<b>83.690,0</b>	<b>11.458,5</b>	<b>21.377,1</b>

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Quanto aos produtores distantes da fronteira de produção eficiente, observa-se que das sete, apenas uma é de grande porte, enquanto o restante é de médio e pequeno porte. Além disso, somente uma firma não possui área ociosa. O valor da produção é de R\$ 244.214,2, em média, sendo cerca de 1.300 vezes menor, comparada à média das classificadas com maiores escores de eficiência. Ao considerar os gastos com água, a média das firmas que se encontram no topo chega a ser três vezes superior ao valor dos gastos nas firmas distantes da fronteira. Portanto, essas firmas que não se aproximam da fronteira eficiente e, possivelmente, apresentam deficiência no uso dos fatores de produção.

A Tabela 6 mostra as estatísticas descritivas das eficiências por divisão de núcleos. Pode-se observar que N10 apresenta as maiores médias de escores de eficiência, que representa 9,68% dos produtores da amostra. Observa-se, ainda, que dois produtores do N10 são ranqueados entre os sete escores de eficiência com melhores práticas. O N3 é o núcleo com maior frequência de firmas frutícolas, no entanto, sua média de eficiência é apenas de 0,46%. A diferença do núcleo que se encontra mais distante da fronteira para o que se aproxima da fronteira é de 0,2732. A análise por núcleo detecta que, em média, todos os núcleos estão aquém do esperado, pois, de acordo com Barros, Costa e Sampaio (2004), podem ser consideradas próximas à fronteira eficiente, as firmas que estão dentro do intervalo de 0,6 até a unidade.

Tabela 6 – Descrição das eficiências dos núcleos do Perímetro Nilo Coelho

Núcleo	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Frequência	%
N1	0,3799	0,1638	0,1266	0,6750	9	14,52%
N2	0,3713	0,2473	0,2050	0,8071	5	8,06%
N3	0,4678	0,2340	0,2110	0,8071	11	17,74%
N4	0,3634	0,1552	0,1924	0,5193	4	6,45%
N5	0,4822	0,1756	0,3112	0,8185	6	9,68%
N6	0,4279	0,1944	0,2138	0,7816	7	11,29%
N7	0,4415	0,0852	0,0852	0,5646	10	16,13%
N9	0,4806	0,0419	0,0419	0,5102	2	3,23%
N10	0,5417	0,1701	0,1701	0,7158	6	9,68%
N11	0,2685	0,0421	0,1763	0,2982	2	3,23%
<b>Total</b>	<b>0,4343</b>	<b>0,1763</b>	<b>0,1266</b>	<b>0,8926</b>	<b>62</b>	<b>100%</b>

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Obs.: o N8 não será apresentado na amostra, por falta de dados.

É relevante observar que a média de eficiência alocativa é 43,43%, ao considerar todos os produtores. Dito isto, analisa-se o estudo realizado para região semiárida brasileira, o qual apontou para uma eficiência técnica média de 53,8%, que indica um processo produtivo característico da região (SILVA et al., 2016). Desse modo, no geral, as empresas agrícolas da região semiárida apresentam baixa desenvoltura em sua eficiência média, seja técnica ou alocativa.

A literatura que aborda a função de produção do tipo Cobb-Douglas é extensa. O modelo de Battese e Coelli (1995) foi um dos principais estudos no tocante ao tema. Salienta-se que essa função possui retornos constantes à escala e elasticidade de substituição unitária. Levando em consideração que as firmas acima de 0,60 estão próximas da fronteira de produção eficiente, apenas 14,52% atendem a essa condição, como descrito na Tabela 7. Por outro lado, aponta-se para 79,25% das firmas com escores reduzidos de eficiência, no intervalo de 0,2 e 0,6. De forma geral, afirma-se que os produtores frutícolas do perímetro Nilo Coelho apresentam práticas ineficientes em seus fatores de produção durante o período analisado. O que não ocorreu no estudo de Barros, Costa e Sampaio (2004) que, em uma amostra de 32 empresas do perímetro Nilo Coelho, concluíram que cerca de 43% das firmas agrícolas possuíam escala de eficiência abaixo de 0,6.

Tabela 7 – Escalas dos escores de eficiência

Classe de eficiência	Número de firmas	Percentual
0 a 0,2	2	3,23
0,2 a 0,4	29	43,77
0,4 a 0,6	22	35,48
0,6 a 0,8	6	9,68
0,8 a 1	3	4,84
Total	62	1,00

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Em síntese, os núcleos do perímetro irrigado Senador Nilo Coelho, em Petrolina, são formados por médios e pequenos fruticultores. Contudo, tem-se um grande número de empresas ineficientes. Essa ineficiência pode ter ocorrido em virtude da utilização de práticas de gerenciamento dos fatores produtivos de forma ineficaz, como gastos de insumos, gastos com máquinas, gastos para contratação de mão de obra e aproveitamento incorreto da área total e irrigada. Ademais, gerenciar os fatores de produção é fundamental para que não ocorra des-

perdício no processo produtivo. Por fim, são necessárias desenvoltura e criatividade do produtor para atender à demanda do mercado sem desperdiçar seus recursos, tendo em vista que o mercado espera um produto nos padrões de qualidade internacional.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do estudo foi estimar a fronteira de produção estocástica para analisar os escores de eficiência de uma amostra de 62 empresas que cultivam fruticultura no perímetro irrigado Nilo Coelho, na cidade de Petrolina, no estado de Pernambuco. Para tal, utilizou-se o método de fronteira estocástica proposto por Battese e Coelli (1995).

As variáveis que apresentam sinais positivos são: área irrigada, mão de obra e insumos, como indicado na literatura. Por outro lado, “capital” apresenta-se não significativa, enquanto “área total” apresenta sinal negativo, muito embora já fosse provável, devido ao fato de a produção no polo ser concentrada apenas em solos irrigados. Ou seja, em uma região semiárida, a expansão da área que é irrigada torna-se mais importante do que a área total de terra, tendo em vista que o espaço irrigado é agricultável, inerência necessária para a fruticultura.

Em relação ao escore de eficiência, nove firmas se encontram próximas à fronteira, pois na maioria delas, predomina um baixo nível de eficiência alocativa. Apenas uma empresa, localizada no N3, está mais próxima da unidade. Desta forma, percebe-se que são poucas as empresas que utilizam os fatores produtivos de forma eficiente. Na distribuição de frequência, torna-se evidente que somente 14,52% das propriedades frutícolas possuem gerenciamento eficiente dos fatores de produção, se considerado o intervalo do escore de 0,6 a 1. Todavia, tais resultados revelam uma problemática de gerenciamento dos recursos disponíveis no perímetro irrigado Nilo Coelho.

Nesse contexto, pode-se verificar que produtores frutícolas são sensíveis nas alocações de seus recursos. Em geral, eles não possuem organização e planejamento na contabilização dos gastos com insumos, máquinas e mão de obra, causando distorções nos rendimentos da produção. Desta forma, observando-se as médias de escolaridade nas estatísticas descritivas, percebe-se a falta de conhecimento do homem do campo, que não possui elevados níveis educacionais para gerenciar os recursos disponíveis

de maneira eficaz e eficiente. Enfatiza-se ainda que a fruticultura possui certas peculiaridades, tais como alta precibilidade e incerteza quanto à variação dos preços e da qualidade do bem a ser comercializado (causado por choques aleatórios).

Uma forma de solucionar os problemas gerenciais e organizacionais dos produtores do Vale São Francisco será o cooperativismo. No entanto, ainda não há uma formação de grupos intensivos em cooperativas na região, possivelmente em virtude da grande quantidade de pequenos produtores, que vendem sua produção em feiras locais, atravessadores, ou para os grandes produtores exportadores. Um entrave encontrado pelos pequenos produtores é representado pelas inúmeras burocracias para certificar sua produção no padrão do mercado interno e externo, assim como os custos de transações.

Nos últimos anos, em toda a região Nordeste foram registradas chuvas abaixo da média, o que ocasionou a redução do volume de água nos reservatórios. Nesse contexto, em períodos críticos, a distribuição de água para irrigação foi reduzida e, conseqüentemente, perdas na produção e aumento monetário da mensalidade do consumo de água para o perímetro. Ademais, na problemática financeira, fator que possui relevância é a descapitalização do pequeno produtor, que restringe a utilização de insumos e equipamentos modernos. Portanto, faz-se necessário que os gerentes das empresas frutícolas estabeleçam técnicas criativas de gestão para não incorrerem em perdas de recursos no futuro, principalmente, levando em consideração a estiagem que ocorreu no ano de 2014.

Nesta perspectiva, os fruticultores necessitam de políticas públicas que reduzam os custos com fatores produtivos. Pelo fato de os dados serem *cross-section* foi abordado apenas o ano de 2014. Este estudo não mostra mudança tecnológica temporal. Dessa forma, pesquisas futuras são sugeridas em relação ao efeito do tempo no setor frutícola de Petrolina, mensurando a produtividade.

## REFERÊNCIAS

- AIGNER, D. J.; CHU, S. F. On estimating the industry production function. **American Economic Association**, Nashville, v. 58, n. 4, p. 826-839, 1968.
- AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, Spain, v. 6, p. 21-37, 1977.
- ALBUQUERQUE, M. C. C. Uma análise *translog* sobre a mudança tecnológica e efeitos de escala: um caso de modernização ineficiente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 1, p. 192-220, 1987.
- ARAÚJO, J. A.; MANCAL, A. Produtividade e eficiência no setor agropecuário do nordeste brasileiro. **Interações**, Campo Grande, v. 16, n. 2, p. 385-394, 2015.
- BANKER, R. D.; GADH, V. M.; GORR, W. L. A Monte Carlo comparison of two production frontier estimation methods: corrected ordinary least squares and data envelopment analysis. **European Journal of Operational Research**, Spain, v. 67, n. 3, p. 332-343, jun. 1993.
- BARROS, E. S.; COSTA, E. F.; SAMPAIO, Y. Análise de eficiência das empresas agrícolas do polo Petrolina/Juazeiro, utilizando a fronteira paramétrica *translog*. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 42, n. 4, p. 597-614, dez. 2004.
- BATTESE, G. E. Frontier production functions and technical efficiency : a survey of empirical applications in agricultural economics. **Agricultural Economics**, Medford, v. 7, p. 185-208, 1992.
- BATTESE, G. E.; BROCA, S. S. Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: a comparative study for wheat farmers in Pakistan. **Journal of Productivity Analysis**, Switzerland, v. 8, n. 4, p. 395-414, 1997.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. **Empirical Economics**, Pittsburgh, v. 20, n. 2, p. 325-332, 1995.
- \_\_\_\_\_. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. **Journal of Productivity Analysis**, Switzerland, v. 3, n. 1-2, p. 153-169, 1992.

- \_\_\_\_\_. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel Data. **Journal of Econometrics**, Spain, v. 38, n. 3, p. 387-399, 1988.
- BATTESE, G. E.; CORRA, G. S. Estimation of a production function model: with application to the pastoral zone of Eastern Australia. **Australian Journal of Agricultural Economics**, Malden MA, v. 21, n. 3, p. 169-179, 1977.
- BNB – BANCO DO NORDESTE DO BRASIL. **Nordeste 2022** - estudos prospectivos. Documento Síntese. Fortaleza: Banco do Nordeste, 2014. 155 p. Disponível em: <<http://pt.slideshare.net/corumbau/livro-pdf-ne-2022-tania-bacelar>>. Acesso em: 01 mai. 2015.
- BROECK, V. D. J.; FØRSUND, F. R.; HJALMARSSON, L.; MEEUSEN, W. On the estimation of the deterministic and stochastic frontier production functions. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 13, p. 117-138, 1980.
- BUSTAMANTE, P. M. A. C. A fruticultura no Brasil e no vale do São Francisco: vantagens e desafios. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 40, n. 1, p. 154-171, 2009.
- CHEN, Y. Y.; SCHMIDT, P.; WANG, H. J. Consistent estimation of the fixed effects stochastic frontier model. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 181, n. 2, p. 65-76, 2014.
- CLEMENTE, F.; GOMES, M. F. M.; LÍRIO, V. S. Análise da eficiência técnica de propriedades cítricas do estado de São Paulo. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 19, n. 1, p. 63-79, mar. 2015.
- COELLI, T. Estimators and hypothesis tests for a stochastic frontier function - a Monte-Carlo analysis. **Journal of Productivity Analysis**, Switzerland, v. 6, p. 247-268, 1995.
- COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; O'DONNELL, C. J.; BATTESE, G. E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. 2.ed. New York: Springer, 2005.
- DINC – DISTRITO DE IRRIGAÇÃO NILO COELHO. **Home page**. Disponível em: <<http://www.dinc.org.br/>>. Acesso em: 01 jun. 2015.
- FERREIRA, C. B.; ARAÚJO, J. A.; LIMA, J. R. F. Eficiência técnica na produção de manga em Petrolina (PE). In: ENCONTRO PERNAMBUCANO DE ECONOMIA, 3., 2014, Recife. **Anais...** Recife, 2014.
- FØRSUND, F. R.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 13, n. 1, p. 5-25, mai. 1980.
- GREENE, W. H. A gamma-distributed stochastic frontier model. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 46, n. 1-2, p. 141-163, 1990.
- \_\_\_\_\_. Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 13, n. 1, p. 27- 56, 1980.
- \_\_\_\_\_. Simulated likelihood estimation of the normal-gamma stochastic frontier function. **Journal of Productivity Analysis**, Switzerland, v. 19, n. 2/3, p. 179-190, 2003.
- JONDROW, J.; LOVELL, C. A. K.; MATEROV, I. S.; SCHMIDT, P. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 19, p. 233-238, 1982.
- KUMBHAKAR, S. C. Modelling technical and allocative inefficiency in a translog production function. **Economics Letters**, Spain, v. 31, n. 2, p. 119-123, dez. 1989.
- LIN, B.; AHMAD, I. Energy substitution effect on transport sector of Pakistan based on trans-log production function. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, Netherlands, v. 56, p. 1.182-1.193, abr. 2016.
- LIN, B.; TIAN, P. The energy rebound effect in China's light industry: a translog cost function approach. **Journal of Cleaner Production**, Netherlands, v. 112, p. 2.793-2.801, jan. 2016.
- MEEUSEN, W.; BROECK, J. V. D. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. **International Economic Review**, Washington, v. 18, n. 2, p. 435-444, 1977.

- MOREIRA, V. H.; TRONCOSO, J. L.; BRAVO-URETA, B. E. Technical efficiency for a sample of Chilean wine grape producers: A stochastic production frontier analysis. **Ciencia e investigación agraria**, Santiago, v. 38, n. 3, p. 321-329, 2011.
- ORTEGA, A. C.; SOBEL, T. F. Desenvolvimento territorial e perímetros irrigados: avaliação das políticas governamentais implantadas nos perímetros irrigados Bebedouro e Nilo Coelho em Petrolina (PE). **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 35, p. 88-118, 2010.
- PAM – PESQUISA AGRÍCOLA MUNICIPAL. **Home page**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/prevsaf/default.asp?t=3&z=t&o=26&u1=1&u2=1&u3=1&u4=1>>. Acesso em: 01 out. 2016.
- RESENDE FILHO, M. A.; ARAÚJO, F. A.; SILVA, A. S.; BARROS, E. S. Precificação da água e eficiência técnica em perímetros irrigados: uma aplicação da função insumo distância. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 41, n. 1, p. 143-172, 2011.
- REETZ, E. R. et al. **Anuário Brasileiro da Fruticultura 2014**. Santa Cruz do Sul: Gazeta, 2015. SAMPAIO, Y. S. B.; BARROS, E. S.; LIMA, J. R. F. Eficiência na produção e na venda de mangas no polo Petrolina-Juazeiro: o que os índices de eficiência representam? In: ENCONTRO PERNAMBUCANO DE ECONOMIA, 3., Recife. **Anais...** Recife, 2014.
- SILVA, F. P.; ARAÚJO, J. A.; COSTA, E. M.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Eficiência produtiva e pobreza rural no nordeste brasileiro**. Texto para discussão, nº 2.250. Brasília: Ipea, 2016, p. 7-46.
- SILVA, J. L. M.; SAMPAIO, Y. S. B. A Eficiência técnica dos colonos nos perímetros irrigados em Petrolina e Juazeiro: uma análise de modelos de fronteira de produção. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 33, n. 2, p. 159-179, 2002.
- SILVA, J. S. **Análise da eficiência econômica dos produtores de manga do Vale do São Francisco**. 2014. 87f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, Campus do Agreste, PPGECON, Caruaru, 2014.
- SOBEL, T.; XAVIER, L. F.; SANTANA, P. J.; COSTA, E. F. Fruticultura e economia dos custos de transação: determinantes das estruturas de governança dos pequenos produtores do polo Petrolina-Juazeiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 42, n. 4, p. 736-759, 2011.
- 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, 2013.
- STEVENSON, R. E. Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 13, n. 1, p. 57-66, mai. 1980.
- SUN, K.; KUMBHAKAR, S. C.; TVETERÅS, R. Productivity and efficiency estimation: a semiparametric stochastic cost frontier approach. **European Journal of Operational Research**, London, v. 245, n. 1, p. 194-202, ago. 2015.
- TAYLOR, T. G.; SHONKWILER, J. C. Alternative stochastic specifications of the frontier production function in the analysis of agricultural credit programs and technical efficiency. **Journal of Development Economics**, Spain, v. 21, n. 1, p. 149-160, abr. 1986.
- TIMMER, A. C. P. Using a probabilistic frontier production function to measure technical efficiency. **Journal of Political Economy**, London, v. 79, n. 4, p. 776-794, 1971.
- TRUJILLO, J. C.; IGLESIAS, W. J. Measurement of the technical efficiency of small pineapple farmers in Santander, Colombia: a stochastic frontier approach. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 51, n. Supl.1, p. s49-s62, 2013.
- WANG, H.-J.; HO, C.-W. Estimating fixed-effect panel stochastic frontier models by model transformation. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 157, n. 2, p. 286-296, ago. 2010.
- WIBOONPONGSE, A.; LIU, J.; SRIBOONCHITTA, S.; DENOEUUX, T. Modeling dependence between error components of the stochastic frontier model using copula: Application to intercrop coffee production in Northern Thailand. **International Journal of Approximate Reasoning**, Spain, v. 65, p. 34-44, 2015.

## ANÁLISE DOS TRANSBORDAMENTOS NAS EMISSÕES DE DIÓXIDO DE CARBONO: BRASIL, RÚSSIA, ÍNDIA E CHINA - BRIC

### Analysis of the overflows in the emissions of carbon dioxide: Brazil, Russia, India and China - BRIC

#### Irene Domenes Zapparoli

Economista. Doutora em Educação: História, Política, Sociedade e Ciências Sociais pela Pontifícia Universidade Católica (PUC/SP). Profa. do Departamento de Economia e do Programa de Mestrado em Economia Regional, Coordenadora da Especialização de Economia Ambiental da Universidade Estadual de Londrina (UEL). zapparoli@uel.br

#### Adriano Martins de Souza

Economista. Mestre em Economia Regional (UEL). Professor assistente da Universidade Tecnológica Federal do Paraná (UTFPR), campus Guarapuava. adriano\_msouza@hotmail.com

#### Umberto Antonio Sesso Filho

Engenheiro agrônomo. Doutor em Economia Aplicada (Esalq/USP). Coordenador de Programa de Mestrado em Economia Regional, Departamento de Economia (UEL). umasesso@uel.br

#### Paulo Rogério Alves Brene

Economista. Doutor em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR). paulobrene@uenp.edu.br

#### Márcia Regina Gabardo da Câmara

Economista. Doutora em Economia pela Universidade de São Paulo (USP). Prof. da UEL. mgabardo@sercomtel.com.br

---

**Resumo:** O objetivo do artigo é estimar a poluição dos países signatários do BRIC, no ano de 2009, calculando quanto é gerado, direta e indiretamente de emissões de CO<sub>2</sub>, para cada unidade monetária produzida para a demanda final, por setores da economia. A matriz insumo-produto, usando a base de dados do World Input-Output Database (WIOD), permite calcular os transbordamentos ocorridos nas emissões de CO<sub>2</sub>. Os resultados mostraram que, no caso do Brasil, as atividades que envolvem os setores de transporte foram as que apresentaram a maior participação nas emissões, sendo estes os setores mais poluentes. No caso dos outros três países analisados, China, Índia e Rússia, o setor de eletricidade, gás e água foi classificado como o setor mais poluente, pois apresentou a maior participação nas emissões no período analisado. Outros resultados importantes indicam que grande parte das emissões do Brasil provenientes do aumento da sua produção, é transbordada para outros países, sendo este um indicativo da dependência brasileira de insumos importados.

**Palavras-chave:** Transbordamentos; BRIC; Emissão de CO<sub>2</sub>.

**Abstract:** The aim is to estimate pollution of the BRIC countries in the year 2009, calculating how much is generated directly and indirectly from CO<sub>2</sub> emissions, for each monetary unit produced for final demand, by sectors of the economy. The Input-Output Matrix using the database of World Input-Output Database (WIOD) allows calculating the overflows occurred in the CO<sub>2</sub> emissions. The results had shown that, in the case of Brazil, the activities that involve the transport sectors the ones had been that they had presented the most significant participation in the emissions, being these the sectors most pollutant. In the case of the others three analyzed countries, China, India and Russia, the sector of Electricity, Gas, and Water were classified as the sector most pollutant; therefore, it presented the most significant participation in the emissions in the analyzed period. Other essential results indicate that substantial part of the emissions of Brazil proceeding from the increase of its production is overflow for other countries, has been an indicator of the Brazilian dependence on imported input.

**Keywords:** Overflows; BRIC; CO<sub>2</sub> Emissions; Input-Output Matrix.

## 1 INTRODUÇÃO

O contínuo processo de urbanização e industrialização da sociedade tem criado, a partir da Revolução Industrial, novas e crescentes demandas por serviços de energia, transporte de pessoas e mercadorias, construção e operação de infraestrutura, além de serviços industriais e comerciais. Somase a isso, o sucessivo crescimento populacional e a elevação nos padrões de consumo, os quais têm provocado um aumento gradativo na utilização dos recursos naturais (JANNUZZI, 1996, p. 384). Em conjunto, os países do BRIC representam mais de 25% da área terrestre do planeta e 40% da população mundial. Além disso, a contribuição desses países para a economia e do comércio mundial é de aproximadamente 15% e de 22%, respectivamente (BAUMANN; ARAÚJO; FERREIRA, 2010).

No entanto, junto com o crescente poder econômico, aumenta-se também o impacto negativo desses países sobre o meio ambiente, sendo que as principais preocupações se referem às emissões de gases causadores de efeito estufa (GEE), sobretudo referentes às emissões de dióxido de carbono ( $\text{CO}_2$ ) na atmosfera. A poluição atmosférica poderá desencadear, nos próximos anos, um aumento da temperatura média do planeta, impulsionando o processo de aquecimento global. Assim, a crescente importância da problemática ambiental, decorrente da poluição, tem acelerado os esforços sobretudo dos planejadores de políticas em conteúdo que incorporem a dimensão ambiental nas propostas de desenvolvimento social e econômico.

Dado o exposto, chega-se ao seguinte questionamento: Até que ponto o atual estágio de crescimento econômico dos países do BRIC tem contribuído para as emissões de  $\text{CO}_2$ , principal causador do efeito estufa?

Sabendo-se que tais emissões estão interligadas com as atividades econômicas, o estudo busca estimar a poluição dos países signatários do BRIC, no ano de 2009, calculando quanto é gerado, direta e indiretamente de emissões de  $\text{CO}_2$ , para cada unidade monetária produzida para a demanda final, por setores da economia.

Conforme o World Input-Output Database (WIOD, 2014), os principais gases causadores do efeito estufa são: dióxido de carbono ( $\text{CO}_2$ ), metano ( $\text{CH}_4$ ), óxido nitroso ( $\text{N}_2\text{O}$ ), óxidos de nitrogênio ( $\text{NO}_x$ ), óxidos de enxofre ( $\text{SO}_x$ ), monóxido de

carbono ( $\text{CO}$ ), amônia ( $\text{NH}_3$ ) e outros compostos orgânicos voláteis não metânicos (NMVOC). Porém, cabe destacar que o dióxido de carbono ( $\text{CO}_2$ ) compreendeu em 2009 aproximadamente 96% do total das emissões mundiais de GEE.

Portanto, no intuito de avançar nessa discussão, este artigo tem por objetivo estimar a poluição dos países signatários do BRIC, no ano de 2009, calculando quanto é gerado, direta e indiretamente de emissões de  $\text{CO}_2$ , e investigar a relação dos setores produtivos com as emissões de  $\text{CO}_2$ , não somente para o Brasil, mas também para outros países em desenvolvimento (China, Índia e Rússia), por terem se tornado alvo de crescente interesse no cenário internacional nos últimos anos.

A presente pesquisa utiliza como ferramenta a matriz insumo-produto, da qual se obtém o multiplicador de produção, o multiplicador de  $\text{CO}_2$ , o gerador de  $\text{CO}_2$  e o seu transbordamento. A base de dados foi extraída do World Input-Output Database (WIOD) e contempla 35 setores produtivos na economia de 40 países, mais o restante do mundo. Porém, cabe salientar que neste estudo serão analisados exclusivamente os BRIC, ou seja, Brasil, China, Índia e Rússia, e seus transbordamentos na emissão de dióxido de carbono, dada a crescente preocupação com os impactos do aumento das emissões de  $\text{CO}_2$  na atmosfera em razão das perspectivas de crescimento econômico desses países.

O bloco é composto por Brasil, China, Índia, Rússia e África do Sul (BRICS), mas não existem dados no WIOD acerca da África do Sul para 2009, doravante faz necessário que a abordagem seja somente dos países do BRIC, retirando a África do Sul da análise. A emissão de poluição atmosférica é calculada a partir da disponibilização de dados da World Input-Output Database (WIOD), com sua publicação em 2009. Justifica-se o uso dos dados de 2009 por se tratarem dos dados mais recentes disponíveis quando esta pesquisa foi realizada.

O artigo está dividido em cinco seções: introdução, revisão teórica sobre os desdobramentos da emissão de GEE, metodologia abordando o uso da ferramenta matriz insumo-produto, análise de resultados sobre transbordamentos das emissões dos países selecionados para análise, que procura identificar se emissões dos BRIC provenientes do aumento da sua produção é transbordada para outros países. E, por fim, a conclusão sobre a produção dos países e sua participação na emissão de gases de efeito estufa.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 Emissão e concentração dos gases de efeito estufa: em pauta dióxido de carbono

Segundo Jannuzzi (1996), o padrão de desenvolvimento econômico, baseado especialmente na utilização de combustíveis fósseis (carvão mineral, gás natural e petróleo), tem provocado um aumento na concentração de gases de efeito estufa (GEE) na atmosfera, podendo resultar em graves e imprevisíveis alterações nos padrões climáticos do planeta.

A demanda brasileira de energia permaneceu estável no cenário mundial, dos países em desenvolvimento e das matrizes energéticas do BRIC, tendo apresentado redução da participação dos combustíveis fósseis. Nesse cenário, afirmam Perobelli e Silva (2012) que as emissões representam 4% do total mundial em 2010, como resultados do mal uso do solo, do desmatamento e da queima de combustíveis fósseis.

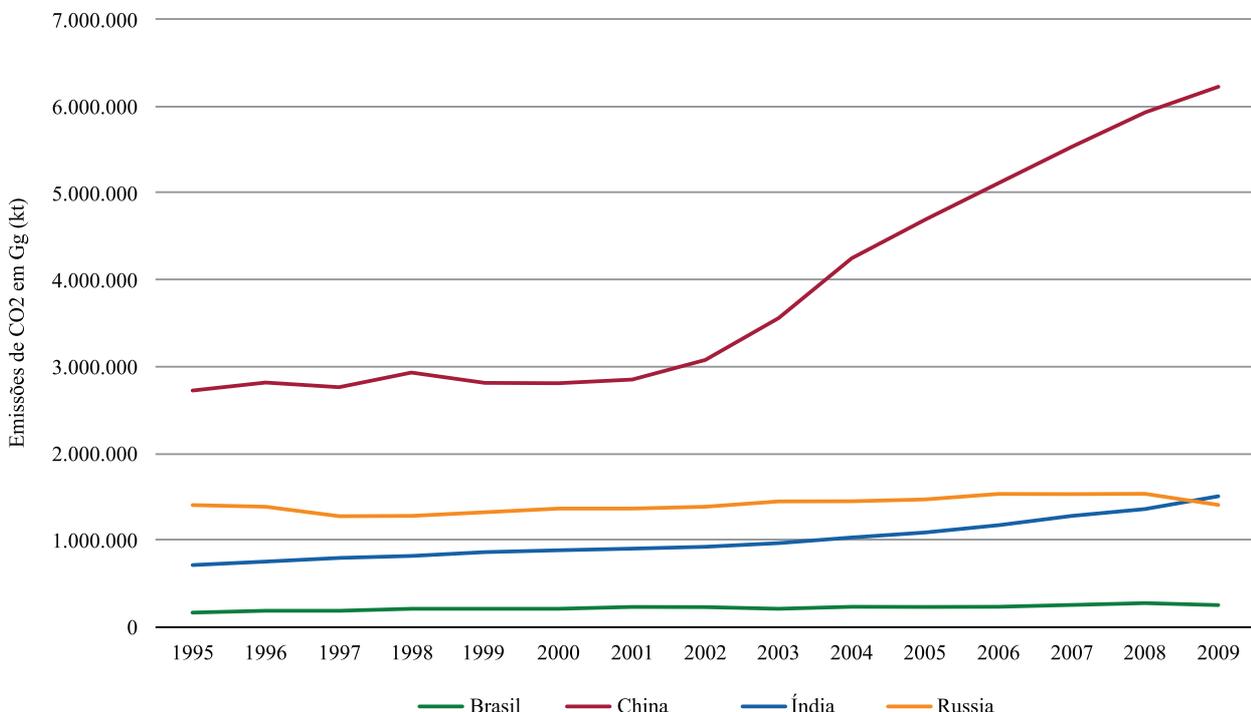
A China apresenta novos padrões de hábitos de consumo da classe consumidora, resultando ultimamente na importação de energia. O governo chinês

investiu na eficiência energética, mas os resultados práticos serão observados somente no longo prazo, pois a matriz energética chinesa ainda depende de 69,39% de carvão mineral, segundo dados de 2009 (GOMEZ, CHAMON; LIMA 2012).

A Rússia manteve uma matriz energética baseada nos combustíveis fósseis, já que possui a maior reserva de gás natural do mundo e a segunda maior reserva de carvão; no entanto, a forte demanda interna deste país vem pressionando sua matriz energética. Segundo Gomez, Chamon e Lima (2012), a Índia é o 4º maior consumidor de energia do mundo, com forte crescimento da demanda interna de energia e grandes desigualdades sociais, fatores que contribuem para a projeção de um cenário no qual o uso de combustíveis fósseis seja crescente.

O Gráfico 1 permite observar o comportamento das emissões de CO<sub>2</sub> do Brasil, China, Índia e Rússia, em milhões de gigagrama, no período de 1995 a 2009. É possível inferir que enquanto a China apresenta uma significativa tendência de crescimento nas emissões atmosféricas, os outros três países mantêm suas emissões praticamente constantes durante o período analisado.

Gráfico 1 – Emissões de CO<sub>2</sub> dos países do BRIC, 1995-2009 (Gg milhões)



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do WIOD (2014).

Nesse sentido, a intensificação da concentração dos gases de efeito estufa (GEE) na atmosfera, sobretudo o dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>), em função das atividades econômicas, tem interferido no sis-

tema climático, de modo que poderá desencadear, nos próximos anos, em um aumento da temperatura média do planeta, provocando, assim, o processo de aquecimento global. De acordo com Pereira e May

(2010), algumas pesquisas realizadas com modelos de simulação atmosférica estimam que nos próximos cem anos o aumento da temperatura média do planeta poderá ser de 1,5°C, no cenário mais otimista, podendo atingir, no mais pessimista a 5,8°C.

Estudos científicos e profissionais publicados sobre gases precursores com potencial de aquecimento global – PAG (Global Warming Potential – GWP), da Agência Norte-Americana de Proteção Ambiental (EPA – Environmental Protection Agency), da Agência Europeia do Ambiente (EEA), do Painel Intergovernamental de Mudanças Climáticas (Intergovernmental Panel on Climate Change – IPCC) buscam mitigar os efeitos dos GEE e ao mesmo tempo garantir o desenvolvimento sustentável (EPA, 2014). Conforme Tabela 1, a elevação de suas emissões na atmosfera é tida como a grande responsável pela intensificação do efeito estufa, sendo esta elevação atribuída principalmente à queima de combustíveis fósseis (carvão mineral, gás natural e petróleo) para a geração de energia.

Tabela 1 – Participação dos gases de efeito estufa nas emissões mundiais (WIOD, 2009)

Gases de Efeito Estufa	Emissões (Gg)	%
Dióxido de carbono - CO <sub>2</sub>	24.870.226,63	95,94
Metano - CH <sub>4</sub>	286.154,83	1,10
Óxido nitroso - N <sub>2</sub> O	11.098,89	0,04
Oxidação - NOX	100.675,22	0,39
SOX	111.741,68	0,43
Monóxido de carbono - CO	398.584,53	1,54
Amônia - NH <sub>3</sub>	31.026,39	0,44
<i>Non-methane volatile organic compounds - NMVOC</i>	113.580,90	0,12
TOTAL	25.923.089,07	100,00

Fonte: WIOD (2009).

Os autores Hardin (1968), Ehrlich (1966), Georgescu-Roegen (1971), Meadows, Meadows e Randers (1992), Sekiguchi e Pires (2009), Stahel (2009) corroboram que os impactos decorrentes do aquecimento global poderão trazer consequências irreversíveis, comprometendo a sobrevivência da vida no planeta. Ainda de acordo com esse cenário Pereira e May (2010) e Thomas e Callan (2010) informam que dentre as possíveis consequências, destacam-se: 1) elevação do nível dos oceanos; 2) derretimento de geleiras, glaciares e calotas polares; 3) mudanças nos regimes de chuvas e ventos, com intensificação de fenômenos extremos, tais como furacões, tufões, ciclones, tempestades tropicais e inundações; 4) intensificação do processo de desertificação e de acesso à água potável; 5) perda de biodiversidade e de áreas

agrícolas; 6) aumento da incidência de algumas doenças transmissíveis por alguns vetores; e 7) aumento do risco de incêndios, dentre outras.

Por esse motivo, a redução das emissões dos gases de efeito estufa (GEE) vem recebendo consenso mundial como parte do processo de atenuar o aquecimento global, em especial o CO<sub>2</sub>, o qual tem apresentado taxas crescentes quanto às emissões, principalmente nos países em desenvolvimento. As externalidades negativas do aumento da temperatura média do planeta implicarão em efeitos diversos na produtividade dos ecossistemas. Populações estariam mais vulneráveis a doenças e desnutrição. Por outro lado, as dificuldades crescem com a explosão populacional de alguns países, dado que a população humana cresce a uma taxa de quase 2% ao ano, consumindo mais recursos naturais e com maior velocidade do que a regeneração feita pela biosfera através dos serviços do ecossistema (RICKLEFS, 2012).

Conforme o Quadro 1, o Protocolo de Quioto, realizado em 1997, reforça os objetivos individuais e juridicamente vinculantes para limitar ou reduzir as emissões de gases de efeito estufa (GEE) (Greenhouse Gas Protocol – GHG), dos países que aderiram ao Protocolo de Quioto.

Quadro 1 – Encontros da Conferência das Partes (COP), UNFCCC e IPCC (1995-2017)

SIGLA	ANO	CIDADE	PAÍS
COP-1	1995	Berlim	Alemanha
COP-2	1996	Genebra	Suíça
COP-3	1997	Quioto	Japão – Protocolo de Quioto
COP-4	1998	Buenos Aires	Argentina
COP-5	1999	Bonn	Alemanha
COP-6	2000	Haia	Holanda
COP-7	2001	Marrakesh	Marrocos
COP-8	2002	Nova Deli	Índia
COP-9	2003	Milão	Itália Sumid. de carbono
COP-10	2004	Buenos Aires	Argentina
COP-11	2005	Montreal	Canadá - 60% a 80% até 2050
COP-12	2006	Nairóbi	Quênia
COP-13	2007	Bali	Indonésia
COP-14	2008	Poznan	Polônia
COP-15	2009	Copenhague	Dinamarca - REDD PLUS
COP-16	2010	Cancun	México
COP-17	2011	Durban	África do Sul
COP-18	2012	Doha	Qatar
COP-19	2013	Varsóvia	Polônia
COP-20	2014	Lima	Peru
COP-21	2015	Paris	França
COP-22	2016	Marrakesh	Marrocos
COP-23	2017	Bonn	Alemanha

Fonte: UNFCCC (2014) e IPCC (2017).

As questões ambientais são tratadas na literatura por meio da utilização de diversos métodos. Porém, a utilização de modelos de insumo-produto, notadamente em problemas que abordam a poluição e o uso de recursos naturais, é uma das aplicações que vem crescendo em número e importância nos últimos anos.

De acordo com Guilhoto et al. (2010), isso se deve, necessariamente, ao aumento da conscientização sobre a relevância das questões ambientais e, em especial, pelo fato do instrumental de insumo-produto ser o método mais indicado para avaliar os impactos da poluição e o uso de recursos naturais, em razão da interdependência que há entre os setores econômicos. Logo, torna-se praticamente impossível identificar os verdadeiros poluidores considerando-se apenas um único setor.

Conforme acrescenta Miranda (1980), a adoção deste tipo de metodologia vem certamente preencher uma lacuna existente entre os profissionais envolvidos com o planejamento ambiental. A utilização permite descrever as relações econômicas e ambientais de uma região, capacitando os formuladores de política pública no sentido de solucionar os problemas dos danos ambientais causados por diversas atividades econômicas.

Vários trabalhos levam em conta essa preocupação, destacando-se os estudos pioneiros desenvolvidos por Cumberland (1966), Daly (1969), Leontief (1970), Leontief e Ford (1972) e Isard et al. (1972), os quais constroem modelos a partir da análise insumo-produto, incluindo interações econômicas e ambientais.

Um dos primeiros trabalhos a incorporar as variáveis ambientais no modelo de insumo-produto foi o desenvolvido por Cumberland (1966). Neste, o autor utiliza a matriz insumo-produto para identificar as externalidades positivas e negativas das atividades econômicas sobre o meio ambiente. No entanto, o mesmo não indicou como tais externalidades deveriam ser avaliadas, tendo em vista que há uma grande dificuldade em identificá-las, devido à interdependência que há entre as atividades produtivas.

Daly (1969), por sua vez, formulou um modelo mais avançado, retratando as inter-relações puramente econômicas (que envolvem apenas fluxos entre variáveis econômicas), as inter-relações puramente ambientais (que envolvem apenas fluxos entre variáveis ambientais) e as relações entre va-

riáveis econômicas e ambientais, demonstrando, dessa forma, as interdependências que existem entre o mundo “humano” e o “biológico”.

Leontief (1970) apresenta um modelo que analisa a inter-relação entre as repercussões ambientais e a estrutura econômica. Neste trabalho, o autor evidencia o quanto as mudanças na demanda final por bens e serviços impactam no nível de determinado poluente, de modo que torna possível explicar, ou mesmo antecipar, os efeitos das mudanças tecnológicas sobre a emissão de poluentes.

Leontief e Ford (1972) investigaram os efeitos estruturais sobre a poluição do ar, tornando possível projetar cenários futuros de emissão. Para tanto, apresentaram pela primeira vez a Análise de Decomposição Estrutural (Structural Decomposition Analysis – DAS), método de estática comparativa utilizado para avaliar mudanças estruturais de uma economia com base em dados de insumo-produto.

Por fim, Isard et al. (1972) utilizam a análise de insumo-produto na Baía de Plymouth, nos Estados Unidos, com o objetivo de relacionar as atividades econômicas e ecológicas da região, a fim de escolher o local mais adequado para a instalação de um complexo turístico, cujos custos fossem minimizados. Dentre as contribuições deste trabalho, cabe destacar a determinação dos coeficientes econômicos, derivados da própria estrutura de insumo-produto e dos coeficientes referentes ao meio ambiente, derivados de forma exógena, diretamente a partir dos dados técnicos.

Entre os trabalhos internacionais recentes, publicados a partir da década de 1990, destacam-se os desenvolvidos por Hetherington (1996), Casler e Blair (1997) e Labandeira e Labeage (2002). Os autores utilizam a análise insumo-produto para relacionar as estruturas produtivas de certos países com a emissão de poluentes, em especial o dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>).

Hetherington (1996) apresentou as intensidades de CO<sub>2</sub> em 101 grupos industriais do Reino Unido, para o ano de 1984, por meio de um modelo de insumo-produto em unidades híbridas. Para tanto, foram consideradas as emissões causadas por combustíveis fósseis, tais como carvão coque, combustível de aviação, óleo para motores, gasolina, óleo diesel, gás liquefeito de petróleo (GLP), gás natural, óleo combustível e óleo para aquecimento. Os resultados encontrados permitem

inferir que as atividades que apresentaram maior intensidade de CO<sub>2</sub> foram os setores de Eletricidade, Cimento, Ferro e Aço, Fibras Sintéticas e Extração de Carvão. Em relação às emissões totais (emissões domésticas mais as causadas pelas importações), os setores de Construção, Distribuição, Motores de Veículos e Peças, Hotéis e Suprimentos, Processamento de Óleo Mineral e Transporte Aéreo revelaram-se as atividades mais poluentes. Além disso, outro resultado interessante mostrou, que nas indústrias primárias, como a Extração de Óleo, a maioria das emissões é direta e, nas indústrias de manufaturas, as emissões são predominantemente indiretas.

Casler e Blair (1997) aplicaram o modelo híbrido para avaliar as emissões de poluentes geradas pela queima de combustíveis fósseis nos Estados Unidos em 1985. Nesse estudo foram considerados sete poluentes (particulados, óxido sulfúrico, óxido de nitrogênio, compostos orgânicos voláteis, monóxido de carbono, chumbo e dióxido de carbono) emitidos a partir da queima de carvão, óleo cru e gás natural e produtos de refino de petróleo. Os resultados identificaram que os setores mais poluentes são Mineração, Produtos de Madeira, Produtos de Papel, Manufatura Primária de Ferro e Aço, Metais Primários Não Ferrosos e os setores de Transporte. E, em relação à emissão de CO<sub>2</sub>, os setores que se destacaram foram: Mineração, Transporte Aéreo, Produtos Químicos e Manufatura Primária de Ferro e Aço.

Já Labandeira e Labeage (2002), utilizando o modelo insumo-produto híbrido, calcularam a intensidade das emissões de CO<sub>2</sub> na Espanha, no ano de 1992, observando também as possíveis consequências da implantação de uma taxa de imposto. Para tanto, foram considerados 57 setores produtivos e cinco tipos de combustíveis fósseis (carvão, lignito, combustíveis líquidos, gás natural e gás manufacturado). Os resultados indicaram que os setores mais intensivos na emissão de CO<sub>2</sub> naquele país foram: Extração de Carvão, Eletricidade, Gás Natural, Refino de Petróleo, Gás Manufacturado, Cimento, Transporte Marítimo, Cerâmicas e Tijolos.

Entre os trabalhos nacionais recentes, publicados a partir dos anos 2000, destacam-se os desenvolvidos por Machado (2002), Hilgemberg (2005) e Moraes, Costa e Lopes (2006), que, a partir da

análise insumo-produto, relacionam as estruturas produtivas do Brasil com as emissões de CO<sub>2</sub>.

Machado (2002), com o objetivo de avaliar os impactos do comércio exterior sobre o uso de energia e as emissões de CO<sub>2</sub> na economia brasileira, utilizou um modelo de insumo-produto em unidades híbridas, referente aos anos de 1985, 1990 e 1995. Dos resultados obtidos, destaca-se o fato de que o Brasil é um exportador líquido de energia e carbono embutidos nos produtos não energéticos transacionados internacionalmente, e também que cada dólar auferido com as exportações incorpora consideravelmente mais energia e carbono do que cada dólar dispensado com as importações. Cabe ainda destacar que os setores mais intensivos em CO<sub>2</sub> encontrados foram Ferro e Aço, Transporte, Minerais Não Metálicos, Papel e Celulose e Outras Metalurgias.

Hilgemberg (2005) quantificou as emissões de CO<sub>2</sub> para a economia brasileira, no ano de 1999, decorrentes do uso energético de gás natural, álcool e derivados de petróleo em nível nacional e regional, utilizando o modelo de insumo-produto híbrido. Por meio do cálculo das elasticidades das emissões, foram identificados os setores-chave nas emissões originadas de cada um dos energéticos considerados. Os resultados constataram que, no caso do Brasil, as emissões de CO<sub>2</sub> aumentam cerca de 200 toneladas para cada R\$ 1 milhão adicional na demanda final. Constatou-se, ainda, que os setores que mais contribuíram para o aumento da poluição foram: Transporte Rodoviário, Outros Transportes, Produção de Energia não Hidráulica, Petróleo e outros, Alcool e Refino de Petróleo.

Já Moraes, Costa e Lopes (2006), por meio de utilização de decomposição estrutural, aprofundam o estudo a respeito das emissões brasileiras de CO<sub>2</sub>, para os anos de 1990 e 2003. Os resultados apontaram que os setores de Transportes, Agropecuária, Mineral não Metálico, Siderurgia, Elementos Químicos, Refino do Petróleo e Extrativa Mineral foram os que mais contribuíram para o aumento de emissões de poluentes durante o período analisado. Além disso, outro resultado importante indicou que as emissões de CO<sub>2</sub> em 2003 foram significativamente maiores quando comparadas com as emissões de 1990, devido, sobretudo, à diversificação e expansão pela qual a economia brasileira passou nos últimos anos.

Conforme Pedroso et al. (2016) são remotas as possibilidades de cumprimento das expectativas das metas de mitigação definidas pelo protocolo de Quioto, quanto à redução de emissões dos GEE pelo mundo; os autores verificaram assimetrias, caracterizadas pelo distanciamento entre as nações e uma hierarquia, resultando em incremento nas diferenças entre os países, que estão à frente e os que estão atrás, no processo de cumprimento das normas discutidas primeiramente em 1997 e, por último, em 2005.

### 3 METODOLOGIA

Os dados utilizados neste artigo foram coletados no World Input-Output Database – WIOD (Banco de Dados Mundial de Insumo-Produto), na página eletrônica na internet. Como afirma Timmer et al. (2012), essa base de dados foi desenvolvida a fim de analisar os efeitos da globalização sobre os padrões de comércio, pressões ambientais e desenvolvimento socioeconômico por meio de um vasto conjunto de países. Desta forma, tal fonte de dados permite levar em consideração questões relacionadas com aspectos socioeconômicos (emprego ou criação de valor adicionado), bem como aspectos ambientais (uso de energia, emissões de gases de efeito estufa ou uso de água).

A metodologia do modelo insumo-produto empregada permite mensurar o transbordamento, e apresenta o procedimento de preparação, no intuito de gerar informações que facilitem a interpretação dos resultados WIOD. Foram utilizadas as tabelas de insumo-produto de 40 países<sup>1</sup> (27 países da União Europeia e outros 13 países selecionados) mais o restante do mundo, no ano de 2009. Cabe salientar que tais tabelas apresentam 35 setores produtivos, conforme o Quadro 2. No entanto, o presente estudo irá analisar apenas 34 setores, uma vez que se optou em remover o setor de Residências Particulares com Empregados (35) dos cálculos, tendo em vista que, em quase todos os países não há dados divulgados para esta atividade econômica.

1 Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Brasil, Bulgária, Canadá, China, Chipre, Coreia do Sul, Dinamarca, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Estados Unidos, Estônia, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Hungria, Índia, Indonésia, Irlanda, Itália, Japão, Letônia, Lituânia, Luxemburgo, Malta, México, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Checa, Romênia, Rússia, Suécia, Taiwan e Turquia.

Quadro 2 – Setores produtivos para a matriz insumo-produto (WIOD, 2014)

Setores da economia	
1	Agropecuária
2	Extrativismo mineral
3	Alimentos, bebidas e fumo
4	Têxteis
5	Vestuário
6	Madeira e produtos da madeira
7	Papel, celulose e gráfica
8	Refino de petróleo e combustível nuclear
9	Indústria química
10	Borracha e plástico
11	Outros minerais não metálicos
12	Metalurgia
13	Máquinas e equipamentos
14	Eletrônicos e equipamentos ópticos
15	Equipamentos de transporte
16	Manufatura e reciclagem
17	Eletricidade, gás e água
18	Construção
19	Venda e manutenção de veículos automotores
20	Atacado
21	Varejo
22	Hotéis e restaurantes
23	Transporte terrestre
24	Transporte aquático
25	Transporte aéreo
26	Outras atividades de suporte ao Transporte
27	Comunicações
28	Intermediação financeira
29	Aluguéis
30	Serviços prestados às empresas
31	Administração pública
32	Educação
33	Saúde
34	Outros serviços
35	Residências particulares com empregados

Fonte: WIOD (2014).

Quanto à abrangência, cabe destacar que serão analisados exclusivamente os países membros do BRIC, considerando que se trata de um conjunto de países em ascensão que, embora tenham diferenças, apresentaram avanços importantes no grau de desenvolvimento e nas possibilidades de articulação na economia mundial (VIEIRA, 2009). Portanto, no que se refere aos resultados e discussões, este artigo se concentrará nos países do BRIC, a saber: Brasil, Rússia, Índia e China.

Por fim, como as emissões de dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>) na atmosfera são os principais responsáveis pela intensificação do efeito estufa, a identificação dos setores produtivos mais poluentes ocorrerá por meio do levantamento das emissões deste gás, o qual, conforme a base de dados está

divulgada em gigagrama (Gg), sendo que, segundo o Sistema Internacional de Unidades (SI), cada gigagrama (Gg) equivalem a mil toneladas de CO<sub>2</sub>.

### 2.2.1 A matriz de insumo-produto

Para a realização deste estudo foi utilizada a matriz de insumo-produto mundial, disponibilizada pelo World Input-Output Database (WIOD) a qual, conforme descrito anteriormente, apresenta 40 países e o restante do mundo, com o sistema econômico dividido em 35 setores para cada região. Cabe destacar, ainda, que esta matriz possui também dados referentes à demanda final e ao valor adicionado.

### 2.2.2 Análises de Impacto

A partir do modelo básico de Leontief definido anteriormente (MILLER; BLAIR, 2009, p. 562),

$$X = (I - A)^{-1}Y \quad (1)$$

Pode-se mensurar o impacto que as mudanças ocorridas na demanda final (Y) ou em cada um de seus componentes (consumo das famílias, gastos do governo, investimentos e exportações), teriam sobre a produção total, emprego, importações, impostos, salários, valor adicionado, entre outros. Assim ter-se-ia que:

$$\Delta X = (I - A)^{-1} \Delta Y \quad (2)$$

$$\Delta V = \hat{v}\Delta X \quad (3)$$

Em que  $\Delta Y$  e  $\Delta X$  são vetores (nx1) que mostram, respectivamente, a estratégia setorial e os impactos sobre o volume da produção, enquanto que  $\Delta V$  é um vetor (nx1) que representa o impacto sobre qualquer uma das variáveis tratadas acima, isto é, emprego, importações, impostos, salários, valor adicionado, entre outros. Tem-se também que  $\hat{v}$  é uma matriz diagonal (nxn) em que os elementos da diagonal são, respectivamente, os coeficientes de emprego, importações, impostos, salários, valor adicionado, entre outros, que são obtidos dividindo-se, para cada setor, o valor utilizado destas variáveis na produção total pela produção total do setor correspondente, isto é:

$$v_i = \frac{V_i}{X_i} \quad (4)$$

Para se obter o impacto sobre o volume total da produção e de cada uma das variáveis que estão sendo analisadas, somam-se todos os elementos dos vetores  $\Delta X$  e  $\Delta V$ .

### 2.2.3 Geradores

A partir dos coeficientes diretos e da matriz inversa de Leontief é possível estimar, para cada setor da economia, o quanto é gerado, direta e indiretamente, em termos de emprego, importações, impostos, salários, valor adicionado ou outra variável de interesse para cada unidade monetária produzida para a demanda final (MILLER; BLAIR, 2009), ou seja:

$$GV_j = \sum_{i=1}^n b_{ij} v_i \quad (5)$$

em que:  $GV_j$  é o impacto total, direto e indireto, sobre a variável em questão;  $b_{ij}$  é o ij-ésimo elemento da matriz inversa de Leontief e  $v_i$  é o coeficiente direto da variável em questão.

### 2.2.4 Multiplicadores

Segundo Miller e Blair (2009), a divisão dos geradores pelo respectivo coeficiente direto gera os multiplicadores, que indicam quanto é gerado, direta e indiretamente, em termos de emprego, importações, impostos ou qualquer outra variável para cada unidade diretamente gerada desses itens. Por exemplo, o multiplicador de emprego indica a quantidade de empregos criados, direta e indiretamente, para cada emprego direto criado. O multiplicador do i-ésimo setor seria dado então por:

$$MV_i = \frac{GV_i}{v_i} \quad (6)$$

onde  $MV_i$  representaria o multiplicador da variável em questão e as outras variáveis são definidas conforme feito anteriormente.

Por sua vez, o multiplicador de produção que indica o quanto se produz para cada unidade monetária gasta no consumo final é definido como:

$$MP_j = \sum_{i=1}^n b_{ij} \quad (7)$$

Onde  $MP_j$  é o multiplicador de produção do j-ésimo setor e as outras variáveis são definidas segundo o expresso anteriormente.

Quando o efeito de multiplicação se restringe somente à demanda de insumos intermediários, estes são chamados de multiplicadores do tipo I. Porém, quando a demanda das famílias é endogenizada no sistema, levando-se em consideração o efeito induzido, estes multiplicadores recebem a denominação de multiplicadores do tipo II. Assim, para fins desta pesquisa, os multiplicadores estão restritos ao tipo I.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

O nome BRIC – grupo de países em desenvolvimento constituído por Brasil, Rússia, Índia e China – foi cunhado pelo economista Jim O’Neill, do banco de investimentos Goldman Sachs, em seu artigo Building Better Global Economic BRICs, publicado em 2001.<sup>2</sup> É importante ressaltar que a origem do nome reproduz a ideia de novos fundamentos da futura economia mundial, pois o acrônimo trata-se de um trocadilho com a palavra inglesa brick, que significa tijolo (O’NEILL, 2001).

Cabe destacar que todo esse reconhecimento não é mera casualidade, pois, segundo Baumann, Araújo e Ferreira (2010), em conjunto, os países do BRIC representam mais de 25% da área terrestre do planeta e mais de 40% da população mundial, sendo que essa concentração gera implicações sobre o aparato produtivo, tanto pela disponibilidade de mão de obra, quanto da dimensão da demanda. Os países do BRIC apresentam uma participação de aproximadamente 15% na economia mundial e de 22% dos fluxos do comércio mundial (exportações e importações).

Os setores que apresentaram os maiores geradores de CO<sub>2</sub> dos países do BRIC, em 2009, foram: Transporte Aquático no Brasil e Eletricidade, Gás e Água nos outros três países, sendo esses, portanto, os setores que mais contribuíram para o aumento total das emissões de CO<sub>2</sub> no período analisado.

Um estudo complementar ao gerador de CO<sub>2</sub> é o efeito transbordamento da emissão de CO<sub>2</sub>, o qual mede o aumento das emissões de CO<sub>2</sub> do setor sobre as atividades econômicas que estão fora de sua região de origem. Nesse sentido, este indicador mostra o quanto das emissões de CO<sub>2</sub> fica

dentro do país e quanto é transbordado para fora dele. Assim é possível observar alguns resultados importantes quanto ao transbordamento de CO<sub>2</sub> de cada um dos setores dos países selecionados, os quais serão analisados a seguir.

No caso do Brasil, os setores que se destacam são: Eletrônicos e Equipamentos Ópticos (14), Borracha e plástico (10), Equipamentos de Transporte (15), Têxteis (4) e Saúde (33), indicando que grande parte das emissões de CO<sub>2</sub>, provenientes do aumento da produção desses setores, é transbordada para fora do país, impactando, portanto, a economia do restante dos países do mundo. Assim, por exemplo, no setor de Eletrônicos e Equipamentos Ópticos (14) observa-se que aproximadamente 48% das emissões de CO<sub>2</sub> foram geradas fora do Brasil, isto é, no resto do mundo, o que significa que quando a produção deste setor aumenta, cerca da metade das emissões de CO<sub>2</sub> geradas são de setores instalados fora desse país.

Na China, os setores que se destacam são: Eletrônicos e Equipamentos Ópticos (14), Refino de Petróleo e Combustível Nuclear (8), Vestuário (5), Borracha e plástico (10) e Serviços Prestados às Empresas (30), indicando que grande parte das emissões de CO<sub>2</sub>, provenientes do aumento da produção desses setores, é transbordada para fora do país, impactando, portanto, a economia do restante dos países do mundo. No setor de Eletrônicos e Equipamentos Ópticos (14) observa-se que aproximadamente 13% das emissões de CO<sub>2</sub> foram geradas fora da China, isto é, no resto do mundo, o que significa que, quando a produção deste setor aumenta, uma parcela significativa das emissões de CO<sub>2</sub> geradas são provenientes de setores instalados fora do país.

Na Rússia, os setores que se destacam são: Têxteis (4), Equipamentos de Transporte (15), Vestuário (5), Borracha e Plástico (10) e Alimentos, Bebidas e Fumo (3), indicando que grande parte das emissões de CO<sub>2</sub>, provenientes do aumento da produção desses setores, é transbordada para fora do país, impactando, portanto, a economia do restante dos países do mundo. No setor de têxteis (4) observa-se que aproximadamente 15% das emissões de CO<sub>2</sub> foram geradas fora da Rússia, isto é, no resto do mundo, o que significa que, quando a produção deste setor aumenta, uma significativa parte das emissões de CO<sub>2</sub> geradas são de setores instalados fora desse país.

2 Em 2011, por ocasião da III Cúpula, a África do Sul passou a fazer parte do agrupamento, que adotou a sigla BRICS. Porém, como os dados disponibilizados são de 2009, este país não será analisado neste artigo.

Tabela 2 – Gerador de Dióxido de Carbono (CO<sub>2</sub>) dos países do BRIC - 2009

		<b>Brasil</b>	<b>China</b>	<b>Índia</b>	<b>Rússia</b>
1	Agropecuária	0,32	0,56	0,52	0,87
2	Extrativismo mineral	0,43	1,83	3,27	1,57
3	Alimentos, bebidas e fumo	0,23	0,72	1,32	0,78
4	Têxteis	0,21	1,00	1,36	0,94
5	Vestuário	0,19	0,74	0,77	0,98
6	Madeira e produtos da madeira	0,18	1,05	1,89	1,19
7	Papel, celulose e gráfica	0,26	1,38	1,91	1,11
8	Refino de petróleo e combust. nuclear	0,52	1,73	1,75	1,95
9	Indústria química	0,41	1,98	1,87	3,39
10	Borracha e plástico	0,28	1,50	1,61	1,61
11	Outros minerais não metálicos	1,14	3,65	4,71	4,59
12	Metalurgia	0,59	2,25	3,02	3,69
13	Máquinas e equipamentos	0,28	1,40	1,44	1,61
14	Eletrônicos e equipamentos ópticos	0,29	1,16	1,27	1,53
15	Equipamentos de transporte	0,25	1,17	1,54	1,21
16	Manufatura e reciclagem	0,22	0,94	0,92	1,45
17	Eletricidade, gás e água	0,35	10,58	16,53	7,79
18	Construção	0,28	1,66	1,49	1,34
19	Venda e manut. de veíc. automotores <sup>1</sup>	0,09	-	0,16	0,55
20	Atacado	0,08	0,47	0,14	0,66
21	Varejo	0,11	0,51	0,16	0,51
22	Hotéis e restaurantes	0,14	0,74	1,12	1,13
23	Transporte terrestre	0,55	1,07	1,17	2,02
24	Transporte aquático	1,71	1,68	2,51	2,52
25	Transporte aéreo	0,60	2,80	1,53	3,48
26	Outras ativid. de suporte ao Transp.	0,21	0,92	1,59	1,22
27	Comunicações	0,17	0,55	0,85	0,59
28	Intermediação financeira	0,05	0,29	0,27	0,45
29	Aluguéis	0,02	0,19	0,11	0,92
30	Serviços prestados às empresas	0,12	0,77	0,36	0,51
31	Administração pública	0,10	0,64	0,01	0,80
32	Educação	0,09	0,73	0,14	0,62
33	Saúde	0,14	1,16	0,50	0,71
34	Outros serviços	0,16	0,81	0,29	1,81

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados World Input-Output Database (WIOD, 2014)

No caso da Índia, os setores que se destacam são: Manufatura e Reciclagem (16), Outros Serviços (34), Saúde (33), Educação (32) e Transporte Aéreo (25), indicando que grande parte das emissões de CO<sub>2</sub>, provenientes do aumento da produção desses setores, é transbordada para fora do país, impactando a economia do restante dos países do mundo. Por exemplo, no setor de Manufatura e Reciclagem (16) observa-se que mais de 60% das emissões de CO<sub>2</sub> foram geradas fora da Índia; isto é, no resto do mundo, o que significa que, quando a produção deste setor aumenta, mais da metade das emissões de CO<sub>2</sub> geradas são de setores instalados fora desse país.

A Tabela 3 apresenta os resultados do transbordamento da emissão de CO<sub>2</sub> para cada setor dos países do BRIC, para o ano de 2009, em valores percentuais. É possível observar que o Brasil, entre os países analisados, é o que possui o maior transbordamento em relação às emis-

sões, confirmando assim que as cadeias produtivas brasileiras são “limpas”, em comparação aos demais países do BRIC. Porém, cabe destacar que este é um importante indicativo da dependência brasileira de insumos importados, devida, sobretudo, à sua insuficiente infraestrutura interna. Desse modo, o Brasil, em razão da sua dependência de insumos importados, acaba se tornando o menor poluidor dos países do BRIC, pois ao demandá-los, gera produção e, conseqüentemente, poluição em outros países.

Além disso, cabe destacar, ainda, que a maior parte das emissões de CO<sub>2</sub> da China, Índia e Rússia ficam em seus próprios territórios, demonstrando uma menor dependência de insumos importados desses países em relação ao Brasil. Tais resultados confirmam que, embora tenham um grande potencial de crescimento, China, Índia e Rússia possuem também uma ampla capacidade em gerar CO<sub>2</sub>, sendo que, ao relacionar

estes resultados com as respectivas matrizes energéticas, ficam evidentes os motivos de esses países serem, entre os países do BRIC, os

maiores poluidores, pois suas fontes energéticas dependem notadamente de combustíveis fósseis, razão pela qual são consideradas “sujas”.

Tabela 3 – Transbordamento da emissão de CO2 dos países do BRIC - 2009

		<b>Brasil</b>	<b>China</b>	<b>Índia</b>	<b>Rússia</b>
1	Agropecuária	18,47%	6,77%	4,92%	4,43%
2	Extrativismo mineral	12,43%	3,89%	1,45%	1,38%
3	Alimentos, bebidas e fumo	21,89%	7,11%	5,60%	5,37%
4	Têxteis	36,21%	7,93%	10,95%	14,95%
5	Vestuário	33,10%	10,14%	11,93%	7,52%
6	Madeira e produtos da madeira	23,42%	7,79%	4,02%	3,48%
7	Papel, celulose e gráfica	23,49%	7,10%	6,65%	4,14%
8	Refino de petróleo e combust. nuclear	21,14%	11,40%	10,94%	1,26%
9	Indústria química	27,91%	7,03%	10,23%	2,06%
10	Borracha e plástico	44,78%	9,83%	12,40%	6,74%
11	Outros minerais não metálicos	6,18%	2,49%	2,98%	1,04%
12	Metalurgia	15,53%	6,33%	5,71%	1,36%
13	Máquinas e equipamentos	32,81%	8,27%	11,75%	3,89%
14	Eletrônicos e equipamentos ópticos	47,85%	13,18%	13,48%	5,09%
15	Equipamentos de transporte	41,06%	9,28%	11,14%	8,93%
16	Manufatura e reciclagem	31,25%	8,27%	61,29%	4,64%
17	Eletricidade, gás e água	12,57%	0,76%	0,78%	0,41%
18	Construção	20,94%	6,06%	10,15%	4,18%
19	Venda e manut. de veíc. automotores	19,12%	-	10,55%	3,45%
20	Atacado	22,49%	7,12%	12,79%	3,58%
21	Varejo	16,06%	6,47%	11,05%	3,48%
22	Hotéis e restaurantes	20,40%	5,59%	6,33%	2,68%
23	Transporte terrestre	6,43%	5,43%	11,73%	1,56%
24	Transporte aquático	2,06%	4,92%	3,88%	1,57%
25	Transporte aéreo	5,85%	4,59%	15,67%	1,45%
26	Outras ativid. de suporte ao Transp.	16,45%	7,28%	3,86%	2,70%
27	Comunicações	24,25%	8,69%	9,47%	2,55%
28	Intermediação financeira	20,43%	7,58%	11,04%	3,33%
29	Aluguéis	21,90%	8,33%	10,07%	1,76%
30	Serviços prestados às empresas	23,75%	9,50%	14,40%	3,71%
31	Administração pública	17,15%	6,95%	0,00%	3,31%
32	Educação	18,70%	6,27%	17,87%	2,31%
33	Saúde	33,28%	9,26%	21,38%	3,88%
34	Outros serviços	17,89%	7,61%	32,88%	1,41%

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados World Input-Output Database (WIOD, 2014)

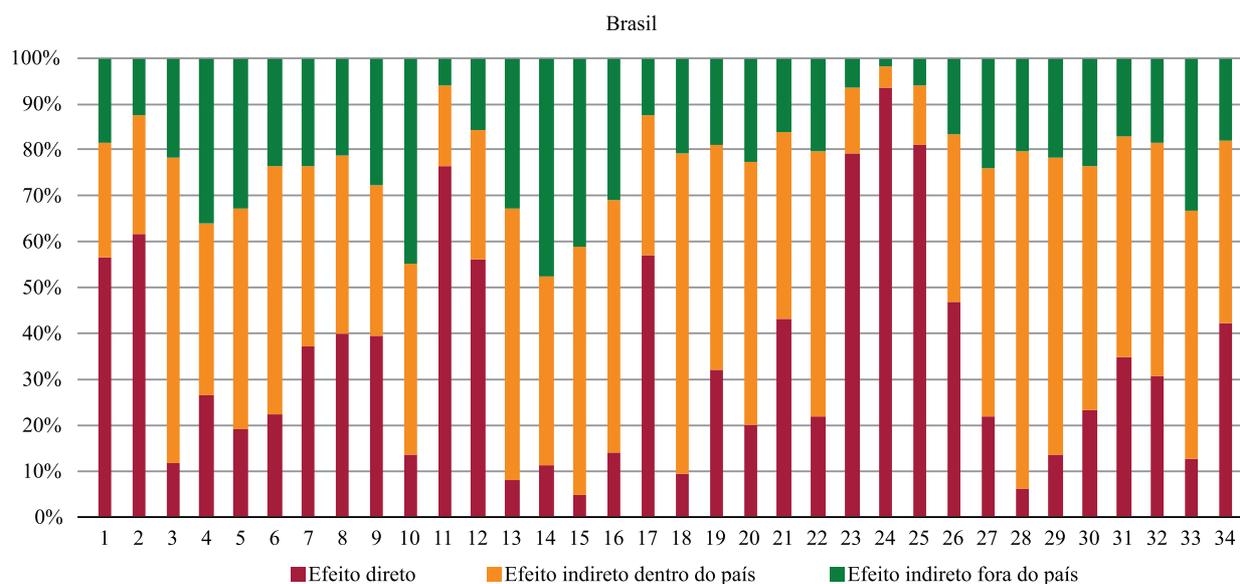
É importante avaliar os efeitos totais e identificar os efeitos diretos e indiretos sobre as emissões causadas por uma variação de US\$ 1 milhão na demanda final, tornando possível, assim, atribuir as emissões aos seus verdadeiros responsáveis. Nesse sentido, o efeito total das emissões de CO<sub>2</sub> de cada setor poderá ser atribuído ao próprio setor (efeito direto) ou à sua cadeia produtiva (efeito indireto), de dentro ou fora do país.

Porém, nota-se que grande parte das emissões de CO<sub>2</sub> da maioria dos setores do Brasil ocorre por efeito indireto, com destaque para o transbordamento que ocorre para fora do país, sendo este um fenômeno único entre os países do BRIC. Neste contexto, destacam-se os setores de Máquinas e Equipamentos (13), eletrônicos e Equipamentos Ópticos (14) e Equipamentos de Transporte (15), como os setores que mais poluem, proporcionalmente, por efeito indireto, sendo 59,21%, 41,25% e 54,21% dentro do país e 32,81%, 47,85% e 41,06% fora do país, respectivamente.

Verifica-se na China que grande parte das emissões de CO<sub>2</sub> também ocorre por efeito indireto. Porém, diferente do Brasil, há pouquíssimo transbordamento para fora do país, pois a maior parte de suas emissões ocorre indiretamente dentro do país. As exceções são os setores de Eletricidade, Gás e Água (17), Transporte Aquático (24) e Transporte Aéreo (25), que se destacam principalmente por terem a maior parte das suas emissões gerada neles mesmos, isto é, 65,26%, 54,77% e 64,04%, respectivamente.

A Figura 1 decompõe, proporcionalmente, as emissões de CO<sub>2</sub> dos países do BRIC no ano de 2009, apontando seus efeitos diretos e indiretos, de dentro e fora do país. Nota-se que no caso do Brasil, os setores de transporte desse país, Transporte Terrestre (23), Transporte Aquático (24) e Transporte Aéreo (25), se destacam principalmente devido aos seus coeficientes diretos, comprovando que, além de serem os maiores poluidores, a maior parte das emissões de CO<sub>2</sub> é gerada neles mesmos, isto é, 79,20%, 93,35% e 81,09%, respectivamente.

Figura 1 – Decomposição das emissões de CO<sub>2</sub> dos países do BRIC em 2009





Fonte: Elaborada a partir de dados World Input-Output Database (WIOD, 2014)

No caso da Índia, verifica-se que não há um padrão em relação aos efeitos diretos e indiretos, quando se observam os 34 setores desse país. Nota-se que, enquanto grande parte das emissões de CO<sub>2</sub> de alguns setores são provenientes deles mesmos, como nos casos do Extrativismo Mineral (2), Eletricidade, Gás e Água (17) e Administração Pública (31), em outros setores as emissões ocorrem de forma indireta, como nos casos da Manufatura e Reciclagem (16), Construção (18) e Intermediação Financeira (28).

Na Rússia, como no caso da China, há pouquíssimo transbordamento para fora do país, sendo que a maior parte de suas emissões ocorre indiretamente dentro do país. As exceções são os setores de Outros Minerais não Metálicos (11), Metalurgia (12) e Eletricidade, Gás e Água (17), que se destacam principalmente por terem a maior parte das suas emissões gerada neles mesmos, isto é, 63,78%, 54,04% e 82,84%, respectivamente.

Todavia, nota-se que na maioria dos setores dos países do BRIC, a maior parte das emissões de CO<sub>2</sub> ocorre, proporcionalmente, por efeito indireto, em grande parte, dentro de cada país. Tal resultado comprova que os setores dos países do BRIC poluem, sobretudo, em razão de suas cadeias produtivas.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise dos resultados do transbordamento das emissões de CO<sub>2</sub> no Brasil mostra que grande parte das emissões, provenientes do aumento da produção, é transbordada para fora desse país, sendo este um indicativo da dependência brasileira de insumos importados. Já nos casos da China, Índia e Rússia, a maior parcela das emissões de CO<sub>2</sub> acaba ficando em seus próprios países, confirmando assim que, embora tenha potencial de crescimento, esses países possuem também uma ampla capacidade em gerar poluição. Também se nota que na maioria dos setores dos países do BRIC, a maior parte das emissões de CO<sub>2</sub> ocorre, proporcionalmente, por efeito indireto, em grande parte, dentro de cada país.

Portanto, a presente pesquisa permite concluir que junto com o crescente poder econômico, vem aumentando também o impacto negativo dos países do BRIC no meio ambiente, sobretudo no que se refere às emissões atmosféricas de CO<sub>2</sub>. Por

isso, como no Brasil as atividades que envolvem os setores de transporte foram as que apresentaram a maior participação nas emissões, sugere-se que, nesse país, sejam realizados maiores investimentos em meios de transporte alternativos, no intuito de atenuar os problemas causados pelos transportes e as consequentes emissões de poluentes.

Porém, cabe destacar que entre os países do BRIC, o Brasil é o país que menos emite poluição, devido, principalmente, o fato de sua matriz energética ser mais limpa, quando comparada com as matrizes dos outros três países, pois se constitui, em grande parte, de energia renovável. Entretanto, por dependerem notadamente de combustíveis fósseis (carvão, petróleo e gás natural), China, Índia e Rússia têm em sua produção energética o principal causador de emissões de CO<sub>2</sub>, conforme apontaram os resultados obtidos nesta pesquisa.

## REFERÊNCIAS

- BAUMANN, R.; ARAÚJO, R.; FERREIRA, J. As relações comerciais do Brasil com os demais BRICS. In: BAUMANN, R. (Org.) **O Brasil e os demais BRICS: comércio e política**. Brasília, DF: Cepal/Ipea, 2010.
- CASLER, S. D.; BLAIR, P. D. Economic structure, fuel combustion, and pollution emissions. **Ecological Economics**, v. 22, p. 19-27, 1997.
- CUMBERLAND, J. H. A regional interindustry model for analysis of development objectives. **Regional Science Association Papers**. v. 17, p. 65-94, 1966.
- DALY, H. E. On economics as a life science. **Journal of Political Economy**, v. 76, n. 1, p. 392-406, 1969.
- EPA. **Global mitigation of non-CO2 greenhouse gases: 2010-2030**. United States environmental protection agency office of atmospheric programs (6207J) Washington, DC 20005, 2014. Disponível em: <[https://www.epa.gov/sites/production/files/2016-07/documents/mac\\_report\\_2014-exec\\_summ.compressed.pdf](https://www.epa.gov/sites/production/files/2016-07/documents/mac_report_2014-exec_summ.compressed.pdf)>. Acesso em: 27 jan. 2018.
- EHRlich, P. R. **The population bomb**. San Francisco: Sierra Club Books, 1966.

GEORGESCU-ROEGEN, N. **The entropy law and the economic process.**

New York: Pergamon Press, 1971.

GOMEZ, J. M.; CHAMON, P. H.; LIMA, S. B. Por uma nova ordem energética global? Potencialidades e perspectivas da questão energética entre os países BRICS. **Contexto int.** [online]. 2012, v. 34, n. 2, p.531-572. ISSN 0102-8529. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0102-85292012000200006>>. Acesso em: 25 out. 2017.

GUILHOTO, J. J. M. et al. **Matriz de insumo-produto do nordeste e estados: metodologia e resultados.** Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil. 2010. HARDIN, G. Tragedy of the commons. **Journal Science**, v.162, n. 3.859, p. 1.243-1.248, 1968.

HETHERINGTON, R. An input-output analysis of carbon dioxide emissions for the UK. **Energy Conversion Management**, v. 37, n. 6-8, p. 979-984, 1996.

HILGEMBERG, E. M. **Quantificação e efeitos econômicos do controle de emissões de CO<sub>2</sub> decorrentes do uso de gás natural, álcool e derivados de petróleo no Brasil: um modelo inter-regional de insumo-produto.** 2005. 158f. Tese (Doutorado em Ciências) – Esalq – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

IPCC. INTERGOVERNANMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. **Climate change 2014: mitigation of climate change.** Disponível em: <<http://mitigation2014.org/>>. Acesso em: 02 set. 2014.

ISARD, W. et al. **Ecological-economic analysis for regional development.** Nova York: Free Press, 1972.

JANNUZZI, G. M. A política energética e o meio ambiente: instrumento de mercado e regulação. In: ROMEIRO, A. R.; REYDON, B. P.; LEONARDI, M. L. A. (Org.) **Economia do meio ambiente - teoria, políticas e a gestão de espaços regionais.** Campinas: Unicamp, 1996.

LABANDEIRA, X.; LABEAGE, J.M. Estimation and control of Spanish energy-related CO<sub>2</sub> emissions: an input-output approach. **Energy Policy**, v. 30, p. 597-611, 2002.

LEONTIEF, W. Environmental repercussion and the economic structure: an input-output approach. **The Review of Economics and Statistics**, v. 52, n. 3, p. 262-271, 1970.

LEONTIEF, W.; FORD, D. Air pollution and economic structure: empirical results of input-output computations. In: BRODY, A.; CARTER, A. **Input-Output-Techniques, North Holland, Amsterdam, the Netherlands**, 1972. p. 9-30.

MACHADO, G. V. **Meio ambiente e comércio exterior: impactos da especialização comercial brasileira sobre o uso de energia e as emissões de carbono do país.** 2002. 192f. Tese (Doutorado em Ciências em Planejamento Energético) Faculdade de Engenharia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2002.

MEADOWS, D. H.; MEADOWS, D. L.; RANDERS, J. **Beyond the limits: confronting global collapse, envisioning a sustainable future.** Vermont: Chelsea Publishing Co., 1992.

MILLER, R. E.; BLAIR, P.D. **Input-output analysis: foundations and extensions.** Cambridge: Cambridge University Press, 2009. MIRANDA, C. R. Economia e meio ambiente: uma abordagem de insumo-produto. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 10, n. 2, p. 601-636, 1980.

MORAIS, A. F.; COSTA, J. S.; LOPES, R. L. Emissões de CO<sub>2</sub> na economia brasileira: uma análise de decomposição estrutural para os anos de 1990 e 2003. In: CONGRESSO DA SOBER, 44., Fortaleza. **Anais...Fortaleza**, 2006.

PEDROSO, F. P.; ZAPPAROLI, I. D.; CORREIA, P. C.; VEGETTE, A. J. Variações dos gases do efeito estufa (GEE): um estudo por meio da decomposição da matriz insumo – produto do mundo de 1995 a 2009. **RA-CRE (CREUPI)**, v. 20, p. 61-81, 2016.

PEREIRA, A. S.; MAY, P. H. Economia do aquecimento global. In: MAY, P. H.; LUSTOSA, M. C.; VINHA, V. (Org.) **Economia do meio ambiente: teoria e prática.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2010.

PEROBELLI, F. S.; SILVA, M. P. N. Efeitos tecnológicos e estruturais nas emissões brasileiras de CO<sub>2</sub> para o período 2000 a 2005: uma abordagem de análise de decomposição estrutural (SDA). *Estudos Econômicos*. [on line]. v. 42, n. 2, p.307-335. FEA-USP. 2012. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-41612012000200004&script=sci\\_arttext&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-41612012000200004&script=sci_arttext&tlng=pt)>. Acesso em: 01 out 2017.

RICKLEFS, R. E. **A economia da natureza**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 2012.

O'NEILL, J. Building better global economic BRICs. **Global Economics Paper**, Nova York, n. 66, p. 1-16, 2001.

SEKIGUCHI, C.; PIRES, E.L.S. Agenda para uma economia política da sustentabilidade: potencialidades e limites para o seu desenvolvimento no Brasil. In: CAVALCANTI, C. (Org.) **Desenvolvimento e natureza: estudos para uma sociedade sustentável**. São Paulo: Cortez, 2009.

STAHEL, A. W. Capitalismo e entropia: os aspectos ideológicos de uma contradição e a busca de alternativas sustentáveis. In: CAVALCANTI, C. (Org.) **Desenvolvimento e natureza: estudos para uma sociedade sustentável**. São Paulo: Cortez, 2009.

TIMMER, M. **The World Input-Output Database (WIOD): contents, sources and methods**. Working paper n.10, 2012.

THOMAS, J. M.; CALLAN, S. J. **Economia ambiental: aplicações, políticas e teoria**. São Paulo: Cengage Learning, 2010

UNFCCC – UNITED NATIONS FRAMEWORK CONVENTION ON CLIMATE CHANGE. In: *Climate change*. Disponível em: <<http://newsroom.unfccc.int/>>. Acesso em: 02 out. 2014.

VIEIRA, F. V.; VERÍSSIMO, M. P. Crescimento econômico em economias emergentes selecionadas: Brasil, Rússia, Índia, China (BRIC) e África do Sul. **Economia e Sociedade**, v. 18, n. 3, p. 513-546, 2009.

WIOD – WORLD INPUT-OUTPUT DATABASE. 2009. Disponível em: <<http://www.wiod.org>>. Acesso em: 15 abr. 2014.

WORLD BANK. **World Development Indicators 2012**. World Bank-free PDF, 2012.

## OS EFEITOS DO PROGRAMA “UMA TERRA E DUAS ÁGUAS (P1+2)” SOBRE A QUALIDADE DE VIDA DO PEQUENO PRODUTOR RURAL DO SEMIÁRIDO NORDESTINO

### The effects of the Program “Uma Terra e Duas Águas (P1 + 2)” on the quality of life of the northwest semiarid rural producer

**Matheus Oliveira de Alencar**

Economista (URCA). Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (UFC). matheusalencar29@gmail.com

**Wellington Ribeiro Justo**

Doutor em Economia pelo PIMES/UFPE. Professor do curso de Economia da Universidade Regional do Cariri – URCA e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco – PPGECON/UFPE. justowr@yahoo.com.br

**Denis Fernandes Alves**

Economista (URCA). Pesquisador no Grupo de Estudos em Territorialidades Econômicas e Desenvolvimento Regional e Urbano – Getedru. denis\_fernandes@outlook.com

---

**Resumo:** O acesso limitado à água tem como consequência direta o comprometimento da produção de alimentos, e isso reflete negativamente na qualidade de vida e nas condições sociais e de sobrevivência das famílias rurais. Dentro desse contexto, essa pesquisa objetivou mensurar os efeitos gerados pelas tecnologias de captação da água da chuva, implantadas através do Programa Uma Terra e Duas Águas (P1+2), sobre a qualidade de vida do pequeno produtor rural do município de Jardim (CE). Para alcançar os objetivos desse estudo, utilizaram-se dados primários, obtidos através da aplicação de questionários com beneficiários e não beneficiários do P1+2 no município. O método utilizado foi o *Propensity Score Matching (PSM)*, que faz essa análise por meio do pareamento entre produtores dos dois grupos. A partir da comparação realizada, verificou-se significativa diferença, favorável ao grupo dos beneficiários, tanto no Índice de Qualidade de Vida quanto na renda familiar total. Os resultados sugerem que o programa está conseguindo alcançar seus objetivos e melhorando a qualidade de vida dos beneficiários. Há indicativo também da viabilidade do programa, haja vista que o acréscimo gerado sobre a renda familiar, com a utilização da cisterna na agricultura, cobre os custos de construção da mesma no primeiro ano de uso.

**Palavras-chave:** Bem-estar; Agricultores; *Propensity Score Matching*.

**Abstract:** The limited access to water has the direct consequence of compromising food production and this reflects negatively on the quality of life and the social and survival conditions of rural households. Within this context, this research aims to measure the effects generated by rainwater harvesting technologies implemented through the Program “Uma terra e duas águas (P1+2)” on the quality of life of the small rural producer in the city of Jardim (CE). To reach the objectives of this study, primary data were obtained through the application of questionnaires with beneficiaries and non-beneficiaries of P1+2 in the city. The method used of P1+2 was the Propensity Score Matching (PSM), which makes this analysis through the pairing between producers of both groups. From the comparison with there was a significant difference favorable to the group of beneficiaries, both in the Quality of Life Index and in total family income. The results suggest that the program is achieving its objectives by improving the quality of life of beneficiaries. There is also an indication of the feasibility of the program once the increase generated on family income covers its costs of construction in the first year of use.

**Keywords:** Welfare; Farmers; Propensity Score Matching.

## 1 INTRODUÇÃO

O acesso à água é uma premissa básica para que ocorra desenvolvimento econômico e social de determinada população em uma dada região, especialmente regiões dedicadas às atividades agropecuárias. Sem essa condição, torna-se muito pequena a possibilidade de desenvolvimento em qualquer dimensão, seja econômica ou social.

No semiárido brasileiro a escassez de água para o consumo humano, animal e agrícola é um problema historicamente reconhecido, principalmente na região Nordeste, onde se localiza a maior porção do semiárido no Brasil.

Durante grande parte do período de formação econômica, o semiárido nordestino tem sua história retratada a partir de uma histórica batalha contra os impactos da escassez de chuvas, batalha caracterizada pela implantação de várias políticas públicas que tinham como lógica combater a seca.

No entanto, a partir do início da última década, o que se pode observar é a ocorrência de uma mudança na lógica das políticas públicas aplicadas no Nordeste, que deixaram de ter exclusivamente um caráter de combate à seca, e passaram a apresentar uma visão de convivência harmoniosa e sustentável com o semiárido. Tais políticas passaram a ser elaboradas de forma a aproveitar as potencialidades locais do semiárido, principalmente por meio de uma democratização do acesso à água, primeiramente para atender as necessidades básicas da população pobre rural, e após isso, para atender as demandas da produção agropecuária de pequeno porte, proporcionando também a geração de renda e a melhoria da qualidade de vida dessa mesma população.

A importância da busca pela viabilidade do desenvolvimento das atividades agrícolas e pecuárias no semiárido pode ser ligada ao fato de que nessa região encontra-se o maior número de estabelecimentos agrícolas familiares do país, que pelas recorrentes secas características, acabam tendo uma desestruturação de seu sistema agrícola, resultando na redução de sua capacidade produtiva. Na expectativa de fugir de tal realidade, grandes contingentes populacionais viam a migração para outras regiões como saída para essa falta de condições de sustento no semiárido, sendo possível observar tal processo migratório durante boa parte

da história do Nordeste (GNADLINGER; SILVA; BRITO, 2007).

Confirmando a ideia anterior, Neves et al. (2010) afirmam que o acesso limitado à água tem como consequência direta o comprometimento da produção de alimentos, e isso reflete negativamente na qualidade de vida e nas condições sociais e de sobrevivência das famílias rurais, visto que estas encontram-se impedidas de construir uma vida autônoma.

As tecnologias de captação e manejo da água da chuva surgem como uma alternativa que consiste basicamente no aproveitamento dessa água que retornaria ao meio ambiente antes de ser utilizada de alguma forma. Tais tecnologias têm o potencial de serem amplamente utilizadas no semiárido, fornecendo as famílias em épocas de estiagem, não só água para beber e suprir suas necessidades básicas, como também para manter um relativo nível de produção agrícola (GNADLINGER; SILVA; BRITO, 2007).

Desde o início da última década, um conjunto de iniciativas encabeçadas pela Articulação do Semiárido Brasileiro (ASA), órgãos de governo municipais, estaduais e federais, organizações de cooperação internacional, bem como instituições públicas e privadas, vêm cooperando relevantemente na implementação de diversas ações que visam a proporcionar e fortalecer a autonomia para as populações rurais do semiárido. Destacam-se, dentre estas ações, o Programa Um Milhão de Cisternas Rurais (P1MC) e o Programa Uma Terra e Duas Águas (P1+2), que atuam diretamente na democratização da água, e também da terra (CONTI, 2013).

Especificamente, no município de Jardim no Estado do Ceará, escolhido como área de estudo dessa pesquisa, o Programa Um Milhão de Cisternas começou a ser implantado ainda em 2001, tendo como primeira instituição gestora/executora do programa no município a ACB (Associação Cristã de Base) da cidade de Crato (CE). Já as tecnologias de captação de água da chuva para produção rural tiveram sua implantação iniciada no município pouco tempo após do lançamento do Programa Uma Terra e Duas Águas (P1+2) (IGINO SOBRI-NHO, 2016).

O tema pesquisado nesse estudo possui grande relevância, visto o destaque que as novas formas de desenvolvimento e sustentabilidade apresen-

tam atualmente nas discussões acadêmicas, sendo as tecnologias de captação de água da chuva uma vertente dessas novas formas de desenvolvimento e sustentabilidade. A contribuição desta pesquisa está no fato de ser pioneira para o município de Jardim (CE) ao buscar mensurar os efeitos gerados pelo Programa Uma Terra e Duas Águas na qualidade de vida, e especificamente na renda, dos pequenos produtores rurais beneficiados por tais políticas. Outra contribuição consiste no avanço na literatura que auxilia na compreensão das possíveis modificações ocorridas no perfil da pequena produção rural desse município. De maneira geral, ajuda na avaliação dessa política pública no que se refere a possíveis melhorias nas condições de vida de seus beneficiários.

Diante de tudo o que foi exposto, surge então a seguinte pergunta: Será que ocorreram modificações positivas na qualidade de vida da população beneficiada pelo programa P1+2 no município de Jardim no Estado do Ceará?

Dentro desse contexto, essa pesquisa objetiva traçar o perfil socioeconômico dos pequenos produtores rurais beneficiários e não beneficiários do programa Uma Terra e Duas Águas e elaborar um Índice de Qualidade de Vida (IQV) para o município de Jardim no Estado do Ceará e avaliar os efeitos do programa sobre a renda dos beneficiários.

Além dessa introdução, o artigo possui mais quatro seções. A segunda seção trata do tema da escassez da água e apresenta o semiárido como um lugar possível de se viver. A terceira seção apresenta a metodologia utilizada para o levantamento dos dados. Os resultados são apresentados na quarta seção. Na última, são apresentadas as conclusões da pesquisa.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Escassez de água no semiárido e políticas de intervenção

A escassez de água para o uso doméstico, principalmente nos períodos de seca, é um grave problema social que fez e continua a fazer parte da realidade das populações que residem nas regiões semiáridas brasileiras. Para o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), especificamente no Nordeste, região que concentra a maior porção do semiárido brasileiro, dos 3,3

milhões de domicílios rurais, cerca de dois terços deles podem se enquadrar nessa situação (LOPES; LIMA, 2005).

Obviamente, se há escassez de água para o consumo humano e o atendimento das necessidades básicas das famílias nessa extensa área que compreende o semiárido brasileiro, há também a falta de água para o desenvolvimento das atividades agrícolas e pecuárias.

A região semiárida brasileira distribui-se em uma área de 982.566 km<sup>2</sup>, abrangendo o território de 1.135 municípios distribuídos entre os estados de Alagoas, Bahia, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Sergipe e norte de Minas Gerais, concentrando mais de 23,8 milhões de pessoas que vivem na região, ou seja, cerca de 11,84% da população brasileira. Esse fato faz do semiárido do Brasil a região semiárida mais populosa do mundo. Além disso, mesmo com uma precipitação média anual inferior a 800 mm, é uma região semiárida das mais povoadas e chuvosas no mundo. Porém, apesar dessa maior incidência de chuvas no semiárido brasileiro, elas ocorrem com grande irregularidade, tanto no tempo quanto no espaço, intercaladas com longos períodos de estiagem, com altas temperaturas, elevando consideravelmente os níveis de evaporação da água acumulada nas estruturas hídricas (NEVES et al., 2010; ASA, 2016).

Para Araújo (2011) o clima é o principal fator de destaque no semiárido, pois a ele está condicionado o estado dos demais elementos que compõem a paisagem dessa região, como vegetação, processo de formação do relevo, entre outros. Pode-se citar como exemplo a questão dos rios pertencentes ao semiárido brasileiro, que em sua maioria parecem se extinguir nos períodos de seca, tornando-se rios superficiais apenas na época chuvosa. O autor ainda resume o clima semiárido em três características básicas: temperaturas elevadas, com média anual acima de 20° C; precipitação escassa, variando entre 280 e 800 mm, a depender da localidade na região semiárida; e o déficit hídrico, principalmente em decorrência do alto grau de evapotranspiração.

A seca configura-se como um fenômeno natural, o qual pode ser descrito como um atraso ou escassez na precipitação, ou mesmo a irregularidade na distribuição das chuvas em tempo e espaço. Esse fenômeno prejudica o crescimento e desen-

volvimento das culturas agrícolas, bem como o abastecimento da água para o consumo humano e animal. No entanto, é importante ressaltar que a seca, além de não se constituir como um problema novo, também não é um fenômeno exclusivo do Nordeste e semiárido brasileiros, podendo ocorrer também na África, Ásia, Austrália e América do Norte (VASCONCELOS et al., 2010).

O Nordeste possui uma vasta área geográfica que apresenta grande heterogeneidade no que diz respeito às condições como clima, solo, relevo e vegetação. Dentro desta área, o semiárido detém um grande destaque, visto que abrange 57% de todo o território da região. A região semiárida é periodicamente atingida por fortes secas e, além disso, concentra uma grande parcela da população pobre de todo o país, principalmente nas zonas rurais dos municípios menores e menos urbanizados. Logo, a população já fragilizada pela pobreza, que em quase sua totalidade vive de atividades agrícolas de subsistência e da pecuária, tem ainda de enfrentar os efeitos devastadores das constantes secas ocorridas nessa faixa, e isso piora a desestruturação do já abalado sistema socioeconômico local, aprofundando ainda mais a miséria e aumentando o número de migrantes, que buscam refúgio e melhores condições de vida em outras regiões (KHAN et al., 2005).

A escassez de recursos hídricos e os efeitos econômicos e sociais gerados, sobretudo na população rural, são os principais obstáculos para o desenvolvimento das atividades agropecuárias no semiárido<sup>11</sup>. Deste modo, torna-se fácil perceber que a região semiárida, mais especificamente sua parte localizada na região Nordeste, tem sido o foco de aplicação de várias políticas públicas de intervenção com intuito de pacificar a convivência do sertanejo com os aspectos climáticos negativos dessa região, em especial, no que se refere às recorrentes secas ali ocorridas (LOPES; LIMA, 2005).

As construções de obras hídricas de grande porte para buscar resolver os problemas de falta de água no semiárido, notadamente no Nordeste, podem ser vistas durante toda sua história de formação (ASA, 2016).

As políticas governamentais direcionadas aos problemas da seca no semiárido brasileiro, até finais do século XX, eram fundamentadas numa ló-

<sup>11</sup> Esse problema é causado pela falta e irregularidade de chuva nessa região, e agravado pela carência de sistemas eficientes de armazenamento (COSTA; DANTAS, 2012).

gica de combate à seca. Essas políticas eram implementadas através de órgãos como o Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (DNOCS) e a Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene), e sua execução se dava principalmente por meio da construção de grandes açudes, apesar de realizarem também a construção de estradas, pontes, portos, ferrovias, hidrelétricas, entre outras grandes obras. A lógica de combate à seca era mais relacionada a políticas de caráter emergencial e paliativo, visto que não se buscava atingir o problema em sua raiz, no caso, o extremo subdesenvolvimento (SARMENTO, 2007).

A partir do final do século XX, é possível identificar uma modificação na estrutura proposta do modelo de desenvolvimento adequado para o semiárido, em que a lógica de combate à seca passa a ser trocada pela lógica de convivência com o clima (SANTOS et al., 2014).

Segundo Silva (2007), a partir da década de 1980, no processo de redemocratização da sociedade brasileira, passou-se a buscar alternativas para o desenvolvimento no semiárido brasileiro. A convivência com o semiárido se afirma na forma de ações que busquem minimizar os problemas causados pela seca nessa região, não apenas através de infraestrutura no combate a questões crônicas, mas também pelo aproveitamento das potencialidades e vocações locais, proporcionando ganhos de ordem econômica, social, política, cultural e ambiental. Organizações da sociedade civil e algumas instituições públicas de pesquisa e extensão passaram a formular propostas e realizar projetos com base na ideia de que é possível e necessário conviver com o semiárido. As novas tecnologias de captação e armazenamento de água de chuva, o manejo sustentado da caatinga, as tecnologias alternativas de produção e a educação contextualizada, entre outras, geraram novos referenciais para a convivência (DUQUE, 2004).

Desde fins dos anos 1980 e início dos anos 1990 já se vinha construindo perspectivas de convivência com o semiárido por meio de alguns documentos, conforme afirma Duque (2004), como a divulgação da Declaração do Semiárido. Esse documento trazia uma série de propostas que se sustentavam sobre duas premissas: a utilização sustentável dos recursos naturais do semiárido e a desarticulação do monopólio sobre a terra, a água e os demais meios de produção. A divulgação da

Declaração do Semiárido serve de referência como manifesto que culminou na constituição da Articulação do Semiárido Brasileiro (ASA) (SILVA, 2006).

Segundo Neves et al. (2010), a ASA surgiu a partir de um amplo conjunto de organizações da sociedade civil unidas para pressionar o Estado brasileiro a agir na direção da ideia de que era possível viver e produzir com dignidade no semiárido. Tal ideia vinha se fortalecendo desde a década de 1990 por meio dos debates sobre sustentabilidade em que já se discutia a viabilidade do semiárido nacional.

Em fins da década de 1990, a Articulação do Semiárido Brasileiro, detentoras das mais diversas experiências com o semiárido, formulou o então Programa de Formação e Mobilização Social para a Convivência com o Semiárido: Um Milhão de Cisternas Rurais (PIMC). O objetivo primordial desse programa foi, e continua a ser, o de proporcionar água de qualidade para o consumo humano da população carente do semiárido por meio da construção de um milhão de cisternas de uso individual familiar (LOPES; LIMA, 2005).

O PIMC foi negociado junto ao Governo Federal em 1999 através da Agência Nacional das Águas (ANA), mas só a partir de 2001 deu-se início à sua implantação. Até o final de 2016 haviam sido construídas quase 596 mil cisternas pelo PIMC (NEVES et al., 2010; ASA, 2016).

Com a finalidade de expandir o estoque de água das famílias e das comunidades rurais do semiárido para atender também as necessidades da produção agrícola e da criação de animais, a ASA inicia em 2007 o Programa Uma Terra e Duas Águas (P1+2), que também integra o Programa de Formação e Mobilização Social para Convivência com o Semiárido (ASA, 2016).

O P1+2 se inspira nas realizações do governo chinês no semiárido daquele país, que realizou uma reforma agrária, concedendo a cada família 0,6 hectare de terra, um reservatório próximo a casa para captação de água da chuva para o consumo humano e outro reservatório na terra para captação de água da chuva para a produção rural. Ao ter conhecimento dessa experiência na China, ativistas brasileiros a trouxeram para o Brasil (MALVEZZI, 2007).

O nome atribuído ao projeto, “Programa Uma Terra e Duas Águas”, faz referência à estrutura mí-

nima de que uma família necessita para produzir, a terra para plantar e/ou criar os animais, e a água para o consumo humano e para manter a vida das plantações e dos animais (ASA, 2016).

O objetivo do P1+2 consiste basicamente em assegurar à população das áreas rurais do semiárido brasileiro o acesso à terra e também à água para o consumo da produção agrícola e dos animais, além de orientar como se fazer o uso sustentável da terra (GNADLINGER; SILVA; BRITO, 2007).

A partir do P1+2 pode-se proporcionar a possibilidade das famílias agricultoras do semiárido de produzir alimentos em harmonia com as características desse tipo de ambiente, promovendo a geração de trabalho e renda para as mesmas, com a finalidade de fortalecer e viabilizar as atividades produtivas. A produção é direcionada para o consumo da própria família, e quando há excedente, este pode ser comercializado em feiras na própria comunidade, no Programa de Aquisição de Alimentos (PAA) ou no Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE).

Dentro desse plano de convivência com o semiárido pela erradicação da pobreza, combate à desertificação e mitigação dos efeitos da seca, o fortalecimento da agricultura familiar deve estar no eixo central da estratégia, atuando principalmente para o alcance, em menor prazo, de módulos fundiários compatíveis com as condições ambientais e a garantia de segurança alimentar da região (VASCONCELOS et al., 2010).

## 3 PROCEDIMENTO METODOLÓGICO

### 3.1 Caracterização da área de estudo

O município de Jardim foi escolhido como área de estudo dessa pesquisa pelo fato deste ser, dentre os municípios da Região Metropolitana do Cariri (RM Cariri), o que possui a maior proporção de sua população residindo na zona rural. Segundo IBGE (2010), em 2010, dos 26.688 habitantes, 17.694 residiam na zona rural, o que corresponde a um percentual de 66,3%, sendo que dessa população rural 37,49% caracterizavam-se como sendo extremamente pobres, classificando tal população como público-alvo do programa estudado. Localiza-se no extremo sul do Estado do Ceará, compreendido pela macrorregião de planejamento Cariri Centro Sul, Mesorregião Sul Cearense,

Microrregião do Cariri, compondo com mais oito municípios a Região Metropolitana do Cariri. O município possui um território de 457.034 km<sup>2</sup> e a população estimada pelo IBGE no ano de 2015 foi de 27.072 pessoas (IBGE, 2010; IPECE, 2015).

O município de Jardim situa-se na região semiárida brasileira e apresenta uma pluviosidade média anual de 790,4 mm, sendo o seu período chuvoso entre os meses de janeiro a maio. A temperatura média de Jardim é de 22° a 24°C, e os tipos de clima observados no município são, o tropical quente subúmido e o tropical quente semiárido brando, valendo-se destacar que esse município ainda compreende parte da Chapada do Araripe (IPECE, 2015).

### 3.2 Fonte dos dados e definição da amostra

Os dados dessa pesquisa são de natureza primária, obtidos a partir de questionários aplicados aos pequenos produtores rurais do município de Jardim, beneficiários e não beneficiários do programa P1+2. A coleta dos dados ocorreu durante o mês de novembro de 2016, já que nesse período ocorre a preparação das terras para o plantio, que antecede a época chuvosa. Para alcançar os objetivos desse estudo, o método utilizado para a comparação do nível de qualidade de vida entre beneficiários e não beneficiários do programa P1+2 foi o *Propensity Score Matching* (PSM).

Para se atender à recomendação do modelo *Propensity Score Matching* (PSM), de que as características dos beneficiários e dos não beneficiários sejam as mais semelhantes possíveis, com intuito de se evitar possíveis vieses nos resultados, foi utilizada a seleção de amostra não aleatória.

A importância da semelhança entre o grupo de tratamento e o grupo de controle decorre do fato de que o método de análise desse estudo se dá a partir de uma comparação entre esses dois grupos. No entanto, uma simples comparação entre eles não seria correta, visto que o efeito do programa pode ser função de variável *background*, que pode ser diferente entre os dois grupos. Diante disso, utiliza-se o *matching*, ou pareamento das variáveis, para a comparação entre indivíduos com características semelhantes (DUARTE; SAMPAIO; SAMPAIO, 2009).

Na área de estudo em questão haviam 330 beneficiários do P1+2 até o final de 2016. Entretanto, muitos destes haviam sido beneficiados pelo progra-

ma a menos de um ano, o que impossibilita a análise utilizando dados desses indivíduos, pelo fato de o programa ainda não poder ter surtido nenhum efeito sobre a qualidade de vida e/ou a renda dos mesmos, pois os produtores ainda não haviam produzido com a água da cisterna do P1+2. Sendo assim, foram entrevistados 68 beneficiários do programa, sendo estes os indivíduos beneficiados há pelo menos um ano pelo programa tendo, portanto, com um ano de produção advinda da cisterna do P1+2, em um período caracterizado por 6 anos de seca.

Buscando um melhor pareamento entre beneficiários e não beneficiários, foram entrevistados 104 não beneficiários, totalizando 172 produtores rurais entrevistados na pesquisa. Esse maior número de produtores não beneficiários entrevistados é muito importante, visto que pelo modelo *Propensity Score Matching* existe uma necessidade de semelhança para o pareamento dos produtores beneficiários aos não beneficiários, sendo que os produtores beneficiários que não tiverem produtor não beneficiário correspondente quanto às características utilizadas para o pareamento, pode ser excluído do modelo, provocando, conseqüentemente, a perda de uma observação na análise. Dessa forma, o maior número de não beneficiários entrevistados tem como intuito minimizar as chances de incompatibilidade no pareamento.

### 3.3 Método de análise

Inicialmente, foi realizada uma análise descritiva de ambos os grupos pesquisados, a fim de se conhecer suas principais características quanto aos atributos pessoais e socioeconômicos destes<sup>22</sup>. Após a realização da análise descritiva, em conformidade com a metodologia utilizada por Maia e Sousa (2008), Ferreira, Khan e Mayorga (2011) e Oliveira e Khan (2012), calculou-se o Índice de Qualidade de Vida (IQV). Esse índice foi calculado com o intuito de se mensurar o nível de qualidade de vida dos dois grupos pesquisados no estudo, o dos beneficiários e o dos não beneficiários do programa P1+2.

Adaptando-se essa metodologia, a construção do Índice de Qualidade de Vida (IQV) foi realizada a partir da utilização dos seguintes indicadores: aspectos habitacionais, condições sanitárias e de higiene, e indicador econômico.

22 Devido à falta de espaço as tabelas de distribuição de frequência não são apresentadas, mas podem ser disponibilizadas pelos autores.

Dessa maneira, o Índice de Qualidade de Vida foi calculado matematicamente da seguinte forma:

$$IQV = \frac{1}{F} \sum_{K=1}^F C_K \quad (1)$$

Onde:  $IQV$  = Índice de Qualidade de Vida;  $C_K$  = contribuição do indicador K no IQV;  $K = 1, 2, 3, \dots, F$  (indicadores).

A contribuição de cada indicador na construção do índice pode ser observada a partir da seguinte equação:

$$C_K = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^m \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{E_{ij}}{E_{\max i}} \right) \right] \quad (2)$$

Onde:  $E_{ij}$  = escore da  $i$ -ésima variável do indicador K obtida pelo  $j$ -ésimo produtor rural;  $E_{\max i}$  = escore máximo da  $i$ -ésima variável do indicador K;  $i = 1, 2, 3, \dots, n$  (variáveis que compõem o indicador K);  $j = 1, 2, 3, \dots, m$  (produtor rural).

A partir da equação 1, é possível observar que o Índice de Qualidade de Vida (IQV) é composto por meio da média aritmética dos escores dos indicadores anteriormente citados. Esse índice pode apresentar valores entre  $0 \leq IQV \leq 1$ , de forma que quanto mais próximo de 1, maior o nível de qualidade de vida dos pesquisados. A classificação do índice em baixo nível, médio nível ou alto nível foi feita de acordo com Oliveira e Khan (2012) e Santos et al. (2014):

I) Baixo nível de qualidade de vida

$$0 \leq IQV < 0,5$$

II) Médio nível de qualidade de vida

$$0,5 \leq IQV < 0,8$$

III) Alto nível de qualidade de vida

$$0,8 \leq IQV \leq 1$$

Cada indicador que compõe o Índice de Qualidade de Vida foi composto por variáveis selecionadas com base nos estudos de Maia e Sousa (2008), Ferreira, Khan e Mayorga (2011), Oliveira e Khan (2012) e Santos et al. (2014). Para cálculo do indicador aspectos habitacionais, foram utilizadas as variáveis: condição de domicílio, tipo de construção da residência e iluminação utilizada na residência. No indicador condições sanitárias e de higiene foram consideradas as variáveis: destino dado aos dejetos humanos, origem da água para o

consumo humano, tipo de tratamento dado à água para o consumo humano e destino dado ao lixo domiciliar. No indicador econômico utilizou-se a renda anual da família (renda agropecuária + renda não agropecuária) e a relação dos bens duráveis possuídos pela família.

Na busca por uma melhor avaliação dos resultados obtidos com os índices, foram empregados, testes paramétricos de Levene com intuito de se observar a homogeneidade ou não das variâncias dos grupos a serem comparados, o teste  $t$  de *Student* para a comparação entre as médias de dados não pareados dos dois grupos pesquisados, o teste qui-quadrado para comparar as frequências esperadas e observadas em uma amostra em que a variável nominal assume duas ou mais categorias, além do teste U de Mann-Whitney para comparação de duas amostras independentes<sup>33</sup> (MAIA; KHAN; SOUSA, 2013; SANTOS et al. 2014).

### 3.3.1 Propensity Score Matching

Como já mencionado, a análise do impacto do programa P1+2 sobre a qualidade de vida de seus beneficiários foi realizada a partir da comparação entre este grupo e o grupo de não beneficiários. No entanto, a seleção dos beneficiários do programa não ocorreu de forma aleatória, visto que o efeito do programa poderia estar relacionado a uma variável *background*, que pode ser diferente entre os grupos, como por exemplo, a escolaridade do chefe de família. Dessa forma, fez-se o uso do *matching* ou pareamento das variáveis que caracterizam os indivíduos ou famílias mais semelhantes dentre a amostra analisada, com o intuito de se reduzir ao máximo o problema do viés (SANTOS et al. 2014; PEREIRA; JUSTO; LIMA, 2015).

O método utilizado nesse estudo para comparação do nível de qualidade de vida entre beneficiários e não beneficiários do programa P1+2 foi o *Propensity Score Matching* (PSM). Segundo Maia, Khan e Sousa (2013, p. 389) “esse modelo busca obter informações que sejam estatisticamente significativas, relativas a um conjunto de características ou variáveis de interesse, as quais permitam verificar a efetividade de uma política pública”.

Segundo Rosenbaum e Rubin (1983) apud Duarte, Sampaio e Sampaio (2009), o *Propensity Score Matching* foi criado com o objetivo de se

3 É importante destacar que todos os testes estatísticos foram realizados a um nível de significância de 5%.

resolver o problema da multidimensionalidade no pareamento, sendo que a partir de uma só variável de controle é possível implantar o método. Dessa maneira, ao se vincular a apenas uma escala a probabilidade condicional de um indivíduo obter benefício, dadas as suas características observáveis, pode-se solucionar o problema de multidimensionalidade no pareamento, ou seja, ajustar todo o viés entre os grupos de controle e tratamento, isto é:

$$P(X) = \Pr(C = 1|X) \quad (3)$$

Ao se considerar que o *Propensity Score*  $P(X)$  não é conhecido, há então a necessidade de se estimá-lo. Visando a obter a probabilidade de o indivíduo ser beneficiários ou não do programa avaliado nesse estudo, a estimação é realizada a partir de uma regressão *logit*. As variáveis independentes dessa regressão serão aquelas que podem determinar a participação ou não do indivíduo nos programas. A variável dependente consiste em uma *dummy* que assume o valor 1 (um) para o caso do produtor entrevistado ser beneficiário do programa (grupo de tratamento), ou assume o valor 0 (zero) caso o produtor não beneficiário do programa (grupo de controle) (SANTOS et al. 2014; PEREIRA; JUSTO; LIMA, 2015).

Após o término dessa primeira etapa, deve-se seguir para a formação dos pares de beneficiários e não beneficiários que possuam a maior semelhança possível no que se refere ao escore de propensão. Esse pareamento possibilita a análise dos impactos dos programas sobre os seus beneficiários (MAIA; KHAN; SOUSA, 2013; SANTOS et al. 2014; PEREIRA; JUSTO; LIMA, 2015).

A partir da diferença entre os valores médios que resultam do pareamento, são obtidos os valores dos *Average Effect of Treatment on Treated* (ATT's), sendo que tais valores indicam o efeito provável do programa na variável resultado analisada a partir da apresentação de sinais negativos ou positivos. Desse modo, segundo Santos et al. (2014) e Pereira, Justo e Lima (2015), o efeito médio do tratamento no tratado pode ser encontrado da seguinte maneira:

$$ATT = \{E[E(y^{Com} | P(X), C=1) - E(y^{As} | P(X), C=1)] | C=1\} \quad (4)$$

Segundo Dantas e Tannuri-Pianto (2013), há na literatura vários métodos de pareamento, tais como: *nearest-neighbor*, *radius*, *stratification*, *kernel* e *local linear matching*. Utilizou-se nesse estudo dois desses métodos de pareamento, o método de *nearest-neighbor* e de *kernel*, que são os mais adequados para o tamanho da amostra e por essa não ser estratificada.

A distribuição dos escores de propensão em blocos com unidades de tratamento e de controle em intervalos que possuam em média o mesmo escore de propensão é realizada a partir do método de estratificação. Após essa distribuição, calcula-se para cada bloco a diferença entre as médias das variáveis de efeito de tratados e não tratados, ou no caso deste estudo, de beneficiários e não beneficiários. O ATT geral é obtido pela média dos ATT's de cada bloco ponderada pelos pesos dados pela distribuição dos pares formados dentro de cada intervalo. No caso de formação de blocos que não possuam observações de tratados e não tratados simultaneamente, ou seja, que não possibilitem a formação de pares entre tratados e não tratados, tais blocos são descartados (DANTAS; TANNURI-PIANTO, 2013).

A utilização do método de *nearest-neighbor* (vizinho mais próximo) é uma solução parcial para esse problema, visto que neste método todas as unidades de tratamento são pareadas a unidades de controle com escores de propensão os mais semelhantes possíveis aos seus. No entanto, por meio desse método, o pareamento pode ocorrer entre escores de propensão com valores muito distintos, desobedecendo à recomendação do modelo *Propensity Score Matching* de semelhança entre os pareados (DANTAS; TANNURI-PIANTO, 2013).

Conforme Maia, Khan e Sousa (2013) e Santos et al. (2014), a técnica de pareamento do vizinho mais próximo (*Nearest Neighbour Matching*) pode ser descrita da seguinte forma:

$$V(i) = \min_j ||p_i - p_j||, i \in B \quad (5)$$

Onde:  $V(i)$  = conjunto de observações do grupo de controle a serem relacionadas com o indivíduo  $i$  do grupo de tratamento;  $p_i$  e  $p_j$  = significam as probabilidades de fazer parte do programa;  $B$  = grupo dos beneficiários.

O problema da grande disparidade entre os valores dos escores de propensão do tratado e do não

tratado no pareamento pelo método de *nearest-neighbor*, pode ser solucionado pelo método de pareamento de *kernel*. Por esse método, “todas as unidades de tratamento são pareadas com uma média ponderada de todas as unidades de controle, em que os pesos utilizados são inversamente proporcionais à distância entre os valores do escore de propensão dos tratados e dos não tratados” (DANTAS; TANNURI-PIANTO, 2013, p. 8).

Para validar os valores dos ATT's obtidos, será empregado ao procedimento de estatística inferencial denominado *bootstrapping*. Esse procedimento se configura basicamente como uma repetida com reposição ou replicação, possibilitando assim o alcance de um erro padrão do estimador (MAIA; KHAN; SOUSA, 2013; SANTOS et al. 2014).

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Perfil socioeconômico dos beneficiários e não beneficiários

Para ambos os grupos a maioria dos pequenos produtores entrevistados são do sexo feminino, com percentual de 52,94% para os beneficiários e 53,85% para os não beneficiários. Como o trabalho na agricultura tradicionalmente fica sob uma maior responsabilidade do homem e o período das entrevistas realizadas nessa pesquisa coincidiu com o período de preparação das terras para o plantio, que antecede a época chuvosa, e tendo-se ainda em vista que as mulheres geralmente trabalham um número de horas mais reduzido nas atividades agrícolas em detrimento das atividades domésticas, havia uma maior facilidade de encontrá-las na residência para realização da entrevista.

Os beneficiários apresentaram idade média de 48 anos, enquanto que para os não beneficiários a idade média observada foi de 44 anos. Coincidindo com a ideia exposta por Troian, Dalcin e Oliveira (2009) e Spanevello, Drebes e Lago (2011), a presença de indivíduos pertencentes a classes de idade mais baixas está condicionada às possibilidades que estes encontram no meio rural em relação à geração de renda através do desenvolvimento de atividades agrícolas e/ou pecuárias. Vale ressaltar que, no caso das regiões semiáridas, a própria escassez de chuva é um fator determinante para a baixa perspectiva da população mais jovem em relação às suas possibilidades de autorrealização econômica no meio rural.

Para Kuhn e Brumes (2016), tem havido uma intensificação do processo migratório da população jovem, especialmente da população que corresponde à agricultura familiar, em direção ao meio urbano, o que consequentemente acaba prejudicando a reprodução social do campo e das atividades agropecuárias, notadamente as de pequena escala.

Em relação ao nível de escolaridade dos entrevistados, é possível constatar que tanto os beneficiários quanto os não beneficiários do programa, em sua maioria, afirmaram possuir o ensino fundamental incompleto, com os respectivos percentuais de 44,12% e 51,92%. Para Santos et al. (2014), o melhoramento no nível de escolaridade é essencial para qualquer política de desenvolvimento regional. No caso do pequeno produtor rural, o baixo nível de escolaridade pode influenciar na escolha incorreta acerca da utilização dos fatores produtivos, uma vez que se faz necessário um dado nível de conhecimento por parte do pequeno produtor durante todas as etapas de desenvolvimento da atividade agropecuária.

No que se refere ao estado civil dos entrevistados, notou-se facilmente que, em ambos os grupos, a maioria eram casados, sendo esse percentual de 77,94% para os beneficiários e 64,42% para os não beneficiários. Apesar de observar uma modificação nos padrões matrimoniais na agricultura familiar no decorrer das gerações, Stropasolas (2004) ainda atribui a grande proporção de pessoas casadas a fatores culturais do meio rural. Dentro desse contexto cultural, cabe destacar as relações patriarcais, que embora tenham diminuído nas últimas décadas, ainda apresentam evidências na sociedade, especialmente no campo.

Constatou-se ainda nesta pesquisa que 92,65% dos beneficiários afirmaram que têm como principal atividade a agricultura. Os não beneficiários também responderam em sua maioria que a agricultura é a principal atividade que desenvolvem, no entanto, para esse grupo o percentual foi ligeiramente menor (83,65%), sendo que 10,58% destes alegavam como sua principal atividade a pecuária. Verificou-se ainda que, tanto para os beneficiários como para os não beneficiários, a maior proporção é apresentada pelos produtores que destinaram menos de um hectare para a agricultura, com os respectivos percentuais de 61,76% e 72,12%, seguidos por aqueles que destinam de um a três hectares, com os percentuais de 30,88% para beneficiários e 21,15% para não beneficiários.

Quanto à distribuição por número de meses destinados ao trabalho na agricultura, para o grupo dos beneficiários, 39,71% afirmaram ter trabalhado seis meses na atividade agrícola, 30,88% trabalhado mais de nove e 14,71% trabalhado quatro meses ou menos. Já no que se refere aos não beneficiários, 34,62% afirmam ter trabalhado cinco meses, 32,69% trabalhado seis meses e 32,69% afirmam ter trabalhado quatro meses ou menos. Apesar da maior concentração de produtores beneficiários nas classes dos que produzem a partir de seis meses, a proporção desses produtores que trabalham menos que quatro meses na agricultura ainda é significativa, tendo-se em vista que o programa estudado (P1+2) busca justamente viabilizar o desenvolvimento de atividades agrícolas, mesmo que de forma reduzida, em períodos de estiagem. Esse fato pode ser justificado pela baixa incidência e intensidade das chuvas, mesmo em períodos chuvosos do ano, problema este que vem gradualmente se agravando no decorrer desta segunda década do século XXI (CARVALHO, 2012).

De modo geral, os beneficiários do programa apresentam um tempo médio de trabalho na agricultura superior ao tempo médio apresentado pelos não beneficiários, o que pode ser prontamente explicado pelo fato de que os beneficiários têm a posse de um reservatório que lhes permitiu estocar

água captada na época chuvosa, o que lhes proporciona um nível de atividade agrícola relativamente superior ao dos não beneficiários. Por conseguinte, isso auxilia na redução dos efeitos das oscilações climáticas, sendo estas oscilações o principal motivo para o desenvolvimento da agricultura de sequeiro (SANTOS et al. 2014).

Esse tempo médio superior para os beneficiários do programa no desenvolvimento das atividades agrícolas pode contribuir relevantemente no tocante à produção agrícola e, conseqüentemente, na renda dos produtores, o que tem um impacto significativo sobre a qualidade de vida dos mesmos.

Com relação à renda total anual da família, como pode-se observar na Tabela 1, a classe que predomina entre os beneficiários é a dos que apresentaram rendimentos superiores a R\$ 15.000,00 ao ano, diferentemente dos não beneficiários, em que a maioria dos produtores estão concentrados na faixa de renda familiar anual com valor inferior ou igual R\$ 7.500,00. Além disso, ao se considerar a média da renda familiar anual para ambos os grupos, verificou-se uma diferença muito significativa entre estes, visto que os beneficiários apresentaram uma renda familiar média de R\$ 14.116,65 ao ano, enquanto para os não beneficiários esse valor é de R\$ 11.072,48, o que pode ser associado a um possível efeito do P1+2 sobre a renda.

Tabela 1 – Frequências absolutas e relativas dos beneficiários e não beneficiários do programa segundo renda total anual

Renda Total Anual (R\$)	Beneficiários		Não Beneficiários	
	Frequência Absoluta	Frequência Relativa (%)	Frequência Absoluta	Frequência Relativa (%)
≤ R\$ 7.500,00	21	30,88	43	41,35
R\$ 7.501,00 a R\$ 11.250,00	12	17,65	29	27,88
R\$ 11.251,00 a R\$ 15.000,00	7	10,29	9	8,65
> R\$ 15.000,00	28	41,18	23	22,12
Total	68	100,00	104	100,00
Média	R\$ 14.116,65		R\$ 11.072,48	
Teste t	Estatística do teste = 2,258 Sig = 0,025			
Levene	Estatística do teste = 2,912 Sig = 0,090			

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa (2017).

Com base no teste t, verificou-se a existência de diferença significativa entre a renda média anual total dos beneficiários e não beneficiários dos programas. Já o teste de Levene indicou que as variâncias dos dois grupos são homogêneas.

Grande parte das famílias entrevistadas apresentou baixo nível de renda, sendo que parte dos

rendimentos dessa faixa é composta por algum benefício social do governo<sup>4</sup>. Assim como observado por Santos et al. (2014), daquelas famílias que apresentaram renda mensal igual ou superior a um

4 De acordo com dados obtidos na pesquisa, pode-se observar que dos 172 entrevistados nesse estudo 57% recebiam bolsa família, 30,2% aposentadoria, 9,3% Garantia Safra e 6,4% recebiam pensão.

salário mínimo, quase todas possuíam algum integrante segurado pela previdência social.

Quanto ao nível de renda agropecuária anual, 32,35% dos beneficiários afirmaram possuir rendimentos anuais inferiores a R\$ 2.000,00, sendo que para os não beneficiários esse percentual foi consideravelmente maior (64,42%). Já para a classe que afirmou possuir renda agropecuária anual superior a R\$ 4.000,00, os percentuais para beneficiários e não beneficiários foram respectivamente de 29,41% e 17,31%. Ao se considerar a média da renda agropecuária anual para ambos os grupos, verificou-se uma diferença significativa entre estes, visto que os beneficiários apresentaram renda agropecuária média de R\$ 3.628,76 ao ano, enquanto para os não beneficiários esse valor é de R\$ 2.272,27.

Tais resultados já eram esperados e sugerem a existência de efeitos positivos do programa sobre a renda agropecuária de seus beneficiários, considerando que na distribuição por classe de renda agropecuária, e conseqüentemente na média da renda obtida com esta atividade, o grupo dos beneficiários mostrou resultados significativamente melhores. Com a posse do reservatório de água do P1+2, os beneficiários têm a possibilidade de manter um relativo nível de atividade agrícola, como o cultivo de frutas e hortaliças, contribuindo com a alimentação da família, e até mesmo na renda domiciliar através da comercialização de um possível excedente da produção.

Deve-se destacar que, no que se refere ao tempo de beneficiamento pelo programa, a maioria dos beneficiários fazem parte do programa há pouco tempo, sendo 45,59% beneficiários a um ano, 39,71% a dois anos os demais são beneficiários a três anos ou mais. O fato da abrangência do programa no município de Jardim ter se intensificado com expressividade apenas a partir dos últimos três anos, justifica a maior parcela dos beneficiários entrevistados fazerem parte do programa a menos tempo.

## **4.2 Indicadores de qualidade de vida dos beneficiários e não beneficiários do P1+2**

Na Tabela 2 estão apresentados os valores para beneficiários e não beneficiários do programa do Índice de Qualidade de Vida (IQV) e dos indicadores que o compõem.

No que se refere ao indicador habitacional, não haver diferença significativa entre beneficiários e não beneficiários pode ser associado ao pouco tempo que a maioria dos beneficiários participam do programa, pois o mesmo tem um efeito mais direto sobre a renda da família, e seria necessário mais tempo para que o programa tivesse reflexos nos aspectos habitacionais dos beneficiários.

Quanto ao indicador de condições sanitárias e de higiene, na classificação do indicador, os beneficiários obtiveram alto nível de condições sanitárias e de higiene, enquanto os não beneficiários obtiveram médio nível nesse indicador. Esse melhor resultado adquirido pelo grupo dos beneficiários teve maior contribuição da variável “destino dado aos dejetos humanos”, podendo estar ligada ao fator renda, pois com a suposta ampliação da renda proporcionada pelo programa, os indivíduos desse grupo conseguem arcar com os custos da construção de banheiros e fossas sépticas.

Com relação ao indicador econômico, o grupo dos beneficiários apresentou melhores resultados que o dos não beneficiários nas duas variáveis utilizadas para calcular esse indicador (acesso a bens duráveis e renda anual familiar), sendo que o maior destaque foi para a variável “acesso a bens duráveis”, em que o valor do indicador dos beneficiários foi significativamente superior ao do outro grupo. Apesar de ambos os grupos pesquisados apresentarem um médio nível no indicador econômico, pode-se perceber que os beneficiários mostram-se melhores que os não beneficiários.

Tabela 2 – Valor de cada indicador que compõe o Índice de Qualidade de Vida (IQV) para beneficiários e não beneficiários do programa

Indicador	Beneficiários	Não beneficiários
	Valor do indicador	Valor do indicador
Indicador habitacional	0,9281	0,9284
Indicador de condições sanitárias e de higiene	0,8379	0,7580
Indicador econômico	0,7016	0,6066
Índice de Qualidade de Vida	0,8225	0,7643
Classificação	Alto Nível	Médio Nível
Teste t	Estatística do teste = 3,708 Sig = 0,000	
Levene	Estatística do teste = 0,516 Sig = 0,473	

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa (2017).

Enfim, quanto ao Índice de Qualidade de Vida (IQV), este foi mais alto para os beneficiários do que para os não beneficiários, com os respectivos valores de 0,8225 e 0,7643, sendo que a maior contribuição para esse diferencial se deu pelo indicador de condições sanitárias e de higiene, e pelo indicador econômico, visto que no indicador habitacional o valor foi praticamente o mesmo para ambos os grupos. Quanto à classificação, especificamente, os beneficiários obtiveram alto nível de qualidade de vida, enquanto os não beneficiários apresentaram médio nível de qualidade de vida.

Esse resultado já era esperado, uma vez que, através da ampliação do seu nível de produção anual, o programa impacta diretamente da renda dos seus beneficiários (indicador econômico) e, conseqüentemente, de forma indireta, impacta nos demais indicadores.

O teste t aponta que houve diferença significativa entre beneficiários e não beneficiários no que concerne ao índice de qualidade de vida. O teste de Levene indica que as variâncias das amostras são homogêneas.

#### 4.3 Modelo *Propensity Score Matching* (PSM): comparação dos beneficiários e não beneficiários

A Tabela 3 apresenta o modelo Logit utilizado para a seleção das variáveis usadas no pareamento entre beneficiários e não beneficiários. Essa seleção é muito importante, pois contribuiu para a re-

dução de viés de seleção, comumente observados em pesquisas referentes à avaliação de políticas públicas.

Assim como Pereira, Justo e Lima (2015), foi realizada no presente estudo apenas a análise dos sinais dos coeficientes que são significativos para determinar se as variáveis selecionadas apresentam influência negativa ou positiva, ou não apresentam influência na probabilidade de o indivíduo ser beneficiário do P1+2, já que o modelo estimado é empregado apenas para determinação dos vizinhos para o pareamento e estimação dos ATT's.

O coeficiente das variáveis “Idade”, “Escolaridade” e “Meses de trabalho na agricultura” apresentaram valores  $P > |z|$  dentro do limite aceitável, sendo dessa forma, variáveis significantes para determinar a probabilidade de o indivíduo ser ou não beneficiário do programa.

Com relação à idade, o coeficiente de sinal positivo desta variável indica que quanto maior a idade do indivíduo, maior a probabilidade deste ser beneficiário do programa estudado. Já no que se refere ao nível de escolaridade, visto que o coeficiente desta variável apresentou sinal negativo, este influencia negativamente a probabilidade de o indivíduo ser beneficiário do programa. Para “Meses de trabalho na agricultura”, como era esperado, quanto maior o número de meses durante o ano em que se eram desenvolvidas atividades agrícolas, maior a probabilidade de o entrevistado ser beneficiário do programa, tendo um efeito positivo nesse sentido.

Tabela 3 – Resultado do modelo de regressão logit de propensão a participação no programa

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	z	P> z
Sexo	-0,2256873	0,3877894	-0,58	0,561
Idade	0,0277028	0,0136681	2,03	0,043
Escolaridade	-0,5781225	0,453133	-2,28	0,010
Estado Civil	0,7464026	0,4533754	1,75	0,090
Meses de trabalho na agricultura	0,5709362	0,123483	4,62	0,000
Renda agropecuária	0,000012	0,0000509	0,24	0,813
Constante	-5,122464	1,090313	-4,70	0,000
Log pseudolikelihood = -85,154501				
Pseudo R <sup>2</sup> = 0,2623				
Wald chi2(6) = 33,18				
Prob > chi2 = 0,0000				
Number of obs = 172				

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa (2017).

Já em relação aos coeficientes das variáveis *dummies*, estes não foram estatisticamente significantes, assim, tem-se que não há diferença entre homens e mulheres na probabilidade de o indivíduo ser beneficiário, assim como entre as categorias de estado civil. A não significância do coeficiente da variável renda agropecuária indica que não se pode afirmar que essa variável afete a probabilidade de o indivíduo ser beneficiário. Isso pode ser efeito da política de não discriminar os agricultores tendo em vista que na média a renda agropecuária é relativamente baixa o que potencializa todos os agricultores de fazer parte da política de implantação das cisternas.

No que se refere aos resultados que indicam a qualidade do modelo, como desejável, o valor da função de verossimilhança (*log likelihood*) é bem baixo, indicando que o modelo está adequado. Com relação ao Pseudo R<sup>2</sup>, pode-se afirmar que está compatível quando comparado a estudos desta mesma natureza, tais como Dantas e Tannuri-Pianto (2013) e Pereira, Justo e Lima (2015). Já com base na estatística de Qui-Quadrado, observa-se que o modelo é significativo a 1%. Portanto, diante desses critérios, conclui-se que este modelo está adequado.

A Tabela 4 apresenta os valores dos ATT's que representam o efeito médio do programa no Índice de Qualidade de Vida (IQV) dos produtores rurais com base na probabilidade de serem bene-

ficiários ou não beneficiários do programa sem o pareamento e considerando os métodos de *Kernel* e *Nearest Neighbor*.

Como se pode observar, o ATT sem pareamento foi significativo a 5%, e indicando melhor IQV para os beneficiários do programa, com diferença média de 0,058 em relação aos não beneficiários. Pelo método de pareamento de *Kernel* o ATT também foi significativo a 5% e indicou melhor IQV para os beneficiários, com diferença média de 0,026 no valor do índice em comparação com os não beneficiários.

Notou-se que, sem o pareamento, a diferença entre beneficiários e não beneficiários no que concerne ao valor do IQV é maior do que com o pareamento. A utilização do pareamento nesse tipo de análise é necessária para que se possa captar o verdadeiro efeito do programa, uma vez que, sem o pareamento, o efeito captado pode estar relacionado a uma variável *background*, que pode ser diferente entre os grupos.

Os indicadores que mais influenciaram para essa diferença foram o indicador econômico, principalmente pela variável “Relação de Bens Duráveis”, e o indicador de condições sanitárias e higiene, notadamente pelas variáveis “Destino dado aos dejetos humanos” e “Origem da água para o consumo humano”. Dessa maneira, pode-se afirmar que o programa analisado apresenta efeitos mais acentuados nesses dois indicadores.

Tabela 4 – Efeito médio do programa no Índice de Qualidade de Vida (IQV) sem pareamento e considerando os métodos de *Kernel* e *Nearest Neighbor* para os produtores rurais

Método	IQV (Beneficiário)	IQV (Não Beneficiário)	ATT (Diferença)	Erro Padrão	Estatística
Sem pareamento	0,8225	0,7643	0,058**	0,016	3,71
<i>Kernel</i>	0,8001	0,7744	0,026**	0,003	2,75
<i>Nearest Neighbor</i>	0,8225	0,8378	-0,015	0,051	-0,30

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa (2017).

\*\*significante a 5%; \*\*\* significante a 1%.

Já pelo método de pareamento de *Nearest Neighbor*, observou-se que o ATT não apresentou um valor estatisticamente significativo. Esse resultado pode ser explicado pela baixa quantidade de pares de vizinhos possíveis na amostra.

Além da análise do efeito do programa sobre a qualidade de vida dos seus beneficiários (Tabela 4), buscou-se também fazer essa análise sobre o nível de renda total, que pode ser observado na Tabela 5. Nesta análise, também se verificou o ATT sem pareamento, e pelos métodos de pareamento de *Kernel* e de *Nearest Neighbor*.

Sem pareamento, o valor do ATT foi significativo a 1%, e apresentou diferença média entre beneficiários e não beneficiários de R\$ 3.044,17

diferença obtida sem o pareamento, o que reafirma a necessidade do mesmo para a obtenção de resultados condizentes.

na renda total. Para os métodos de *Kernel* e de *Nearest Neighbor*, ambos os valores dos ATT's foram significantes a 5%, mas com diferenciais médios bem mais relevantes. Enquanto pelo método de pareamento de *Kernel* há indicação de diferenciais médios entre beneficiários e não beneficiários de R\$ 7.315,82 na renda total, no método de pareamento de *Nearest Neighbor*, essa diferença é de R\$ 8.687,82.

Observou-se que as diferenças obtidas a partir dos dois métodos de pareamento são mais próximos entre si, mas substancialmente superiores a

Tabela 5 – Efeito médio do programa na renda total sem pareamento e considerando os métodos de *Kernel* e *Nearest Neighbor* para os produtores rurais

Método	Renda (Beneficiário)	Renda (Não Beneficiário)	ATT (Diferença)	Erro Padrão	Estatística
Sem Pareamento	14116,65	11072,48	3044,17***	1348,38	2,26
<i>Kernel</i>	21432,47	14116,65	7315,82**	4296,07	1,70
<i>Nearest Neighbor</i>	22804,65	14116,65	8687,82**	5011,00	-1,75

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa (2017).

\*\*significante a 5%; \*\*\* significante a 1%.

Tais resultados demonstraram o bom desempenho do P1+2 no alcance de seus objetivos de modo geral. O programa viabiliza para seus beneficiários o desenvolvimento de atividades agrícolas por um período de tempo significativamente maior do que

período chuvoso, permitindo a esses produtores maior geração de renda anual com maior produtividade de sua propriedade. Essa ampliação na renda agropecuária, além de gerar efeitos positivos diretos sobre o IQV, gera também efeitos positivos indiretos já que contribui para a memória de outros indicadores, tais como a aquisição de bens duráveis, melhoria nas condições habitacionais e de saneamento básico. Assim como observado por Santos et al. (2014), o maior impacto gerado pelas tecnologias de captação de água destinada às práticas agrícolas são sobre a renda de seus beneficiários.

Ademais, esses resultados tendem a melhorar à medida que os beneficiários estiverem a mais tempo no programa e adquirirem mais experiência, de modo a selecionarem melhor as culturas que se

adaptam à tecnologia e melhorarem as práticas de irrigação e comercialização.

Além disso, dado o custo médio de aproximadamente R\$ 7.000,00 para a construção de uma cisterna com capacidade de armazenamento cerca de 50 mil litros de água, a política mostra-se viável, visto que o acréscimo na renda anual decorrente da utilização da cisterna (Tabela 5), pode cobrir os custos de sua construção já no primeiro ano de uso.

## 5 CONCLUSÕES

Este estudo permitiu caracterizar o perfil dos beneficiários do programa nos aspectos pessoais, familiares bem como de atributos relacionados às atividades agrícolas. Também foi possível identificar a caracterização das atividades agrícolas praticadas nos estabelecimentos visitados.

No que tange aos indicadores de qualidade de vida, observou-se uma situação favorável aos beneficiários do programa comparados ao grupo de controle, sendo as vantagens mais evidentes em alguns indicadores.

De maneira geral, a partir dos resultados e com esse estudo, foi possível destacar sob vários aspectos a contribuição do P1+2 na melhoria da qualidade de vida dos pequenos produtores beneficiários do mesmo município, ou seja, o programa está conseguindo alcançar os objetivos uma vez que, graças à implantação dos reservatórios de captação de água da chuva, os produtores rurais beneficiados ampliaram o período anual de produção agrícola, adquirindo uma maior produção anual e, por conseguinte, elevando o seu nível de renda, refletindo diretamente nos indicadores de qualidade de vida desses produtores. Além disso, deve-se destacar o fato de que o acréscimo gerado sobre a renda familiar, com a utilização da cisterna na agricultura, cobre os custos de construção da mesma já no primeiro ano de uso.

Portanto, observou-se que houve modificações positivas na qualidade de vida e na renda dos beneficiários do P1+2, refletindo a viabilidade da política implementada no município estudado.

Apesar do sucesso da política, ela ainda abrange uma parcela muito pequena da população alvo do programa, e por esse motivo, sugere-se ao poder público a continuação e a ampliação do programa no sentido de melhorar seus resultados e expandir

o número de produtores beneficiados, garantindo a autonomia econômica da pequena agricultura no semiárido, além do contínuo desenvolvimento socioeconômico da região como um todo. Deve-se também aprofundar as políticas com o objetivo de evitar que programas como o P1MC e P1+2 possam reproduzir desigualdades internas em seu segmento, bem como alternativas que possam balizar políticas viáveis de acordo com o grau de necessidade de determinado território. Levanta-se o seguinte questionamento: será que há diferenças espaciais na implementação e atuação destas políticas no semiárido nordestino?

## REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, S. M. S. A Região semiárida do nordeste do Brasil: questões ambientais e possibilidades de uso sustentável dos recursos. **Revista Rios Eletrônica (FA-SETE)**, v. 5, n. 5, p. 89-98, dez. 2011.
- ASA – ARTICULAÇÃO DO SEMIÁRIDO BRASILEIRO. Disponível em: <<http://www.asabrasil.org.br>>. Acesso em: 03 mai. 2016.
- CARVALHO, O. As secas e seus impactos. In: GALVÃO, A. C. F.; MAGALHÃES, A. R.; LIMA, J. R. (Ed.). **A questão da água no nordeste**. 1.ed. Brasília: Centro de Gestão de Estudos Estratégicos-CGEE, 2012. v. 1, cap. 2, p. 45-97.
- CONTI, I. L. Introdução. In: CONTI, I. L.; SCHROEDER, E. O. (Org.). **Convivência com o semiárido brasileiro: Autonomia e protagonismo social**, 1.ed. Brasília: IABS, 2013. p. 23-28.
- COSTA, L. R. F.; DANTAS, S. P. Clima e a problemática das secas no Ceará: um novo olhar sobre os grandes reservatórios e o avanço da desertificação. **Revista Geonorte**, Edição Especial 2, v. 2, n. 5, p. 1.034-1.042, 2012.
- DANTAS, R. S.; TANNURI-PIANTO, M. E. Avaliação de impacto de reconhecimento de direito de propriedade de facto: uma análise de *propensity score matching*. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41., 2013, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu:

Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec), 2013.

DUARTE, G. B.; SAMPAIO, B.; SAMPAIO, Y. Programa Bolsa Família: impacto das transferências sobre os gastos com alimentos em famílias rurais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 47, n. 4, p. 903-918, out/dez 2009.

DUQUE, J. G. **Perspectivas nordestinas**. 2.ed. Fortaleza: BNB, 2004.

FERREIRA, V. S.; KHAN, A. S.; MAYORGA, R. D. O impacto do programa Agente Rural sobre a qualidade de vida e geração de emprego e renda das famílias assistidas do estado do Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 42, n. 2, p. 425-442, 2011.

GNADLINGER, J.; SILVA, A. S.; BRITO, L. T. L. P1+2: Programa Uma Terra e Duas Águas para um semiárido sustentável. In: BRITO, L. T. L.; MOURA, M. S. B.; GAMA, G. F. B. (Org.). **Potencialidades da água de chuva no semiárido brasileiro**. Petrolina, PE: Embrapa Semiárido, 2007, p. 61-77.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 07 mai. 2016.

IGINO SOBRINHO, A. **A implantação do programa Um Milhão de Cisternas Rurais (P1MC) e do programa Uma Terra e Duas Águas (P1+2) no município de Jardim (CE)**. Entrevistador: Matheus Oliveira de Alencar. Crato: Universidade Regional do Cariri – URCA, 2016.

IPECE – INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ. **Perfil Básico Municipal: Jardim**. 2015. Disponível em: <[http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/perfil\\_basico/pbm-2015/Jardim.pdf](http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/perfil_basico/pbm-2015/Jardim.pdf)>. Acesso em: 12 mar. 2016.

KHAN, A. S.; CRUZ, J. A. N.; SILVA, L. M. R.; LIMA, P. V. P. S. Efeito da seca sobre a produção, a renda e o emprego agrícola na microrregião geográfica de Brejo Santo e no estado do Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza-CE, v. 36, n. 2, p. 242-162, abr./jun. 2005.

KUHN, C.; BRUMES, K. R. Problemática da migração em áreas rurais: juventude rural e envelhecimento do campo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 10., 2016, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 2016.

LOPES, E. S. A.; LIMA, S. L. S. **Análise do programa Um Milhão de Cisternas Rurais - P1MC, no município de Tobias Barreto, estado de Sergipe**. CPDA/UFRRJ, 2005. Disponível em: <<http://www.fundaj.gov.br/images/stories/observanordeste/eliano2.pdf>>. Acesso em: 03 mai. 2016.

MAIA, G. S.; KHAN, A. S.; SOUSA, E. P. Avaliação do impacto do programa de reforma agrária federal no Ceará: um estudo de caso. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 17, n. 3, p. 379-398, jul./set. 2013.

MAIA, S. M. B.; SOUSA, E. P. Estudo comparativo da qualidade de vida dos pronafianos do grupo C e dos não pronafianos em Santana do Cariri-CE. **Revista de Economia da UEG**, Anápolis, v. 4, n. 1, p. 18-35, 2008.

MALVEZZI, R. **Semiárido: uma visão holística**. Coleção Pensar o Brasil, 2007. Disponível em: <<http://www.agrisustentavel.com/doc/Semi-arido.pdf>>. Acesso em: 08 mai. 2016.

NEVES R. S. et al. Programa Um Milhão de Cisternas: guardando água para semear vida e colher cidadania. **Revista Agrícolas**, v. 7, n. 3, p. 07-11, out. 2010.

OLIVEIRA, L. A. S.; KHAN, A. S. Programa de Aquisição de Alimento: O caso do PAA-Leite no município de Quixeramobim/Ceará. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 11, n. 2, p. 138-170, 2012.

PEREIRA, A. F. C.; JUSTO, W. R.; LIMA, J. R. F. Impactos das rendas não agrícolas sobre as desigualdades no meio rural da Bahia, Ceará e

Pernambuco. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA - ANPEC REGIONAL, 21., 2016, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Anpec, 2016.

SANTOS, K. F. et al. **Tecnologias sociais de gestão hídrica**: a busca por sustentabilidade no semiárido cearense. 1.ed. Fortaleza: RDS, 2014.

SARMENTO, F. J. Mudanças climáticas: impactos sociais, econômicos e ambientais no semiárido brasileiro. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, 17., 2007, São Paulo. **Anais eletrônicos...** São Paulo: Associação Brasileira de Recursos Hídricos, 2007.

SILVA, R. M. A. **Entre o combate à seca e a convivência com o semiárido**: transições paradigmáticas e sustentabilidade do desenvolvimento. 2006. Tese (Doutorado). Universidade de Brasília, Brasília, 2006.

SPANEVELLO, R. M.; DREBES, L. M.; LAGO, A. A influência das ações cooperativistas sobre a reprodução social da agricultura familiar e seus reflexos sobre o desenvolvimento rural. In:

CONFERÊNCIA DO DESENVOLVIMENTO, 2., 2011, Brasília. **Anais...** Brasília: IPEA, 2011.

STROPASOLAS, V. L. O valor (do) casamento na agricultura familiar. **Revista Estudos Feministas**, Florianópolis, v. 12, n. 1, p. 253-267, 2004.

TROIAN, A.; DALCIN, D.; OLIVEIRA, S. V. estudo da participação e permanência dos jovens na agricultura familiar nas localidades de Dr. Pedro e Mirim em Santa Rosa - RS. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 47., 2009, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (Sober), 2009.

VASCONCELOS, R. O.; JESUS, G. S. J.; COSTA, J. O.; COSTA, J. E. A convivência com os efeitos da seca no espaço rural do nordeste. In: SIMPÓSIO REGIONAL DE DESENVOLVIMENTO RURAL, 1., 2010, São Cristóvão. **Anais eletrônicos...** São Cristóvão: UFS, 2010, p. 01-10.